

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO PAULO
ESCOLA PAULISTA DE POLÍTICA, ECONOMIA E NEGÓCIOS**

ELTON NELSON DA FONSECA FERREIRA

**FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL: Uma abordagem
utilizando regressão quantílica**

**Osasco
2019**

ELTON NELSON DA FONSECA FERREIRA

**FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL: Uma abordagem
utilizando regressão quantílica**

Monografia apresentada à Universidade Federal de São Paulo como requisito parcial para obtenção do grau de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Leandro dos Santos Maciel

**Osasco
2019**

Ferreira, Elton Nelson da Fonseca

FUNÇÃO DE REAÇÃO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL: Uma abordagem utilizando regressão quantílica

46 p.

Trabalho de Conclusão de Curso (graduação em Ciências Econômicas) – Universidade Federal de São Paulo, Escola Paulista de Política, Economia e Negócios, 2019.

Orientador: Prof. Dr. Leandro dos Santos Maciel

Título em inglês: BRAZIL'S CENTRAL BANK REACTION FUNCTION:
An approach using quantile regression

1. Função de Reação.
2. Política Monetária.
3. Regressão Quantílica.
4. Metas de inflação.
5. Regra de Taylor.

RESUMO

Desde a implantação do regime de metas de inflação, ocorrida em junho de 1999 no Brasil, a política monetária brasileira propõe olhar com maior sensibilidade aos desvios da inflação de sua meta, ao invés dos desvios do produto de seu potencial, assim como age perante os desvios nos níveis de preços por meio de alterações na taxa de juros básica. O objetivo deste trabalho é compreender, por meio da estimação de uma função de reação, se no período de 2000 até 2019, o Banco Central esteve mais preocupado com os desvios da inflação em relação à sua meta ou com os desvios do produto em relação ao seu produto potencial. Para alcançar tal objetivo, foi estimada uma função de reação com base em uma regra de Taylor do tipo *forward-looking*, com dados de periodicidade mensal, pelos métodos de MQO e de regressão quantílica, sendo essa última técnica capaz de evidenciar as dinâmicas de atuação da autoridade monetária para os diferentes níveis de juros (quantis). Com base nos resultados obtidos, observou-se que, além de o Banco Central do Brasil responder significativamente aos desvios da inflação, o sinal da estimativa do parâmetro associado mostrou-se positivo, ou seja, caso as expectativas de inflação sejam superiores à sua meta, o impacto na taxa de juros será de elevação, demonstrando alinhamento com o que é esperado para um país que adota o regime de metas de inflação. Além disso, com base nos resultados da regressão quantílica, o Banco Central aparenta adotar uma política monetária mais sensível aos desvios da inflação à medida em que as taxas de juros aumentam. Quanto ao hiato do produto, este também possui o sinal de positivo na estimativa associada a este parâmetro, entretanto, essa variável é não significativa na determinação da taxa de juros, sendo este último resultado obtido pelos métodos de MQO e regressão quantílica.

Palavras-chave: Função de Reação. Política Monetária. Regressão Quantílica. Metas de Inflação. Regra de Taylor.

ABSTRACT

Since the implementation of the inflation targeting regime, which took place in June 1999 in Brazil, the Brazilian monetary policy proposes to look more sensitively to inflation deviations than its target, rather than to output deviations, and to act against these deviations through changes in the basic interest rate. Thus, the objective of this paper is to understand, through a reaction function, whether for the period from 2000 to 2019, the Central Bank was more concerned with the deviations of inflation from its target or the deviations of output from its target. To achieve this objective, a reaction function was estimated based on a forward looking Taylor rule, with monthly periodicity data by the OLS and quantile regression methods. Based on the results obtained, it was observed that besides the Central Bank of Brazil responding significantly to inflation deviations, the sign of the estimation of this variable is positive, which means that if inflation expectations are higher than its target, the impact the interest rate will be high, demonstrating alignment with what is expected for a country that adopts the inflation targeting regime. In addition, based on quantile regression results or the Central Bank seems to adopt a monetary policy more sensitive to deviations from the economy as interest rates rise. How much the product costs, it also has or positive positive sign estimated in this parameter, however, this variable is not significant in the interest rate, being the last result to be used by the OLS and quantile regression methods.

Keywords: Reaction Function. Monetary Policy. Quantile Regression. Inflation Targeting. Taylor's Rule.

AGRADECIMENTOS

Agradeço em primeiro lugar a Deus por me propiciar forças para continuar em minha jornada, mesmo com todos obstáculos. Agradeço ao meu orientador Leandro dos Santos Maciel, meu muito obrigado pela dedicação em toda elaboração do trabalho, além da paciência e didática destinadas a mim. Agradeço imensamente ao meu pai, minha mãe e minha irmã que sempre me apoiaram e me auxiliaram neste percurso que escolhi. Agradeço a todos meus amigos que vivenciaram grandes momentos comigo, sejam esses momentos de alegrias ou de dificuldades, em especial, deixo meu muito obrigado à Maria Fernanda Pessoa, à Roseane Silva Sousa, à Fabiana Ribeiro Pereira e à Thaís Santos, que participaram ainda com maior proximidade de todo trajeto que percorri na graduação. Por último, gostaria de ressaltar a importância dos papéis de todos os professores que estiveram comigo e ajudaram, cada um à sua maneira, em minha formação. A todos, meu muito obrigado!

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Evolução temporal da taxa Selic no período de 2002 até 2019.	30
Figura 2. Evolução temporal dos Desvios da Inflação no período de 2002 até 2019.	31
Figura 3. Evolução temporal do Hiato do Produto no período de 2002 até 2019.	32
Figura 4. Evolução temporal do Câmbio Real no período de 2002 até 2019.	33
Figura 5. Função de Autocorrelação (ACF) dos resíduos do modelo estimação da função de reação do banco central - Equação (6).	36
Figura 6. Função de Autocorrelação (ACF) dos resíduos do modelo estimação da função de reação do banco central - Equação (8), ao se considerar apenas uma defasagem da taxa de juros ($p = 1$).	37
Figura 7. Função de Autocorrelação (ACF) dos resíduos do modelo estimação da função de reação do banco central - Equação (8), ao se considerar apenas uma defasagem da taxa de juros ($p = 2$).	37
Figura 8. Evolução temporal do IPCA em relação ao intervalo das metas de inflação entre os anos de 2000 e 2018.	42

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Países que adotaram oficialmente o regime de Metas de Inflação na década de 1990 e início da década de 2000.....	11
Tabela 2. Resultados do teste Dickey-Fuller Aumentado.	35
Tabela 3. Estimativas dos parâmetros do modelo de função de reação do Banco Central do Brasil - Equação (8).....	39
Tabela 4. Estimativas dos parâmetros do modelo de função de reação do Banco Central do Brasil com a inclusão do câmbio real - Equação (9).	40

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	9
1.1 Objetivos.....	12
1.2 Justificativa	13
1.3 Organização do Trabalho	13
2 REVISÃO DA LITERATURA.....	15
3 METODOLOGIA.....	22
3.1 Função de reação	22
3.2 Regressão Quantílica	25
4 RESULTADOS	28
4.1 Dados.....	28
4.1.1 Taxa Selic	28
4.1.2 Desvios da Inflação	30
4.1.3 Hiato do Produto.....	31
4.1.4 Câmbio real.....	32
4.2 Estimativas de Função de Reação do Banco Central do Brasil.....	33
5 CONCLUSÃO.....	43
Referências Bibliográficas	45

1 INTRODUÇÃO

A decisão de política monetária brasileira, a partir de junho de 1999, com a implantação do regime de metas de inflação estabelecidas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), tem como principal objetivo a manutenção da inflação brasileira dentro de metas pré-estabelecidas. Para compreender as decisões de política monetária do Banco Central, Taylor (1993) propôs a utilização de uma função de reação composta de apenas duas variáveis explicativas, sendo elas: (i) os desvios da inflação passada quanto à sua meta e (ii) a diferença entre o produto observado de uma economia e a estimativa do produto potencial, ou seja, o hiato do produto. Por meio dos resultados obtidos com a função de reação podemos entender quais são as métricas para a tomada de decisão do Banco Central, ou seja, se ele está respondendo com maior sensibilidade – ao determinar os níveis de juros – aos impactos da inflação ou aos impactos do hiato do produto e, desta maneira, observar a credibilidade do país, ou seja, se a autoridade monetária está agindo em conformidade com o regime de metas de inflação ou não.

Para estimar uma função de reação, Minella et al. (2002), em seu trabalho, sugere a utilização de uma função de reação do tipo *forward-looking*, que considera os desvios das expectativas de inflação quanto à sua meta, para compreender as decisões de política monetária do Banco Central, sugestão que difere da abordagem de Taylor (1993), que é caracterizada por uma função de reação do tipo *backward-looking*, ou seja, leva em consideração os efeitos da inflação passada na determinação da taxa de juros por parte do Banco Central. Além da contribuição de Minella et al. (2002), autores como Paulo (2003) e Gomes e Holland (2003) argumentam que a autoridade monetária está olhando, também, para as variações cambiais no momento de determinar qual a taxa de juros da economia, isso ocorre porque as depreciações cambiais podem afetar de maneira prejudicial nos níveis de preços por meio do encarecimento dos produtos externos e da redução na oferta agregada.

A manutenção dos preços, ou controle da inflação, objetiva manter o poder de compra dos cidadãos ao preservar o valor do dinheiro que estes possuem e, para que essa manutenção ocorra, a autoridade monetária de um país tem algumas opções a serem utilizadas em seu benefício, como a elevação ou redução da taxa de juros (no caso brasileiro, a taxa de juros básica Selic) ou apreciação e depreciação do câmbio. O primeiro age por meio do encarecimento ou barateamento do crédito, seja esse crédito capturado por meio de financiamentos, empréstimos ou cartões de crédito, sendo que com o encarecimento, *ceteris paribus*, a demanda é desaquecida levando a uma redução dos preços e, pelo motivo inverso, quando ocorre seu barateamento, há uma elevação dos preços. Em relação ao câmbio, quando

ocorre sua apreciação torna-se mais viável a realização de compras foras do país, ou seja, há uma elevação no volume de importações, o que, por outro lado, pode ser visto como uma expansão da oferta. Com a expansão da oferta os preços internos, para continuarem sendo competitivos, são obrigados a trilharem em sentido à redução, diminuindo a inflação, e o inverso também é válido, ou seja, a depreciação torna as importações mais caras, abrindo margens a elevações nos preços internos.

Com esse objetivo de manutenção dos preços, desde o fim do regime militar no Brasil, em 1985, e a assunção de José Sarney como Presidente da República em 1986, o país passou por diversas tentativas de controle e estabilização da inflação, como Plano Cruzado e Plano Verão, por exemplo, até a implantação do Plano Real, em 1994. De acordo com Giambiagi (2011), o Plano Real, proposto pelo então Ministro da Fazenda Fernando Henrique Cardoso, foi apresentado em três fases, sendo que a terceira, chamada de Âncora Cambial, fixava o Real (nova moeda em circulação) ao Dólar e funcionava como uma banda cambial, que não poderia ultrapassar R\$/US\$ 1. Em 1999, o país sofreu uma alteração nesse sistema cambial e adotou oficialmente o regime de câmbio flutuante e, a partir dessa adoção, tivemos também como nova âncora o regime de metas de inflação que fazia parte de um dos itens que compunham o chamado “Tripé Macroeconômico” (câmbio flutuante, metas de inflação e a meta fiscal).

Com a inflação baixa, estável e previsível a economia tem maior capacidade de crescimento devido à redução nas incertezas, logo, há beneficiamento do planejamento das pessoas e das instituições. Para alcançar esse objetivo, no Brasil, foi adotado o regime de metas de inflação, em que as metas são anunciadas publicamente pela CMN em junho, contendo as metas estabelecidas para os próximos três anos, assim, com um horizonte mais longo, é possível reduzir as incertezas dos agentes, já que estes terão em mãos uma importante informação para o planejamento. Após o anúncio das metas, cabe ao Banco Central adotar as medidas necessárias para permanecer dentro do intervalo de tolerância definido, também, pela CMN. Ou seja, em 2018, por exemplo, a meta estabelecida para a inflação foi de 4,5% a.a., e o intervalo de tolerância definido foi de 1,5 p.p. para cima ou para baixo, logo, o Banco Central deve agir para permanecer com o IPCA entre 3% e 6% a.a., caso a inflação, ao final do ano, não tenha sido mantida nesse intervalo, o presidente do Banco Central tem de informar, por meio de carta aberta ao Ministro da Fazenda e ao presidente da CMN as razões detalhadas que levaram ao descumprimento, quais medidas para retornar a inflação ao intervalo estabelecido e o prazo esperado para que essas medidas produzam efeitos.

Entretanto, não é somente o Brasil que adota esse regime de metas de inflação no mundo. Biondi e Toneto Jr (2008) mostram que mais de 20 países adotaram oficialmente o

regime de metas, tais como Austrália, Canadá, Islândia e Reino Unido, conforme mostrado na Tabela 1. Os autores, em seu trabalho, analisam qualitativamente o desempenho de países que adotaram esse regime comparativamente aos que não adotaram, chegando a resultados que demonstram que os países que adotaram o regime flutuante apresentam uma menor volatilidade nas taxas de inflação à medida em que apresentam menores médias de crescimento real do produto.

Tabela 1. Países que adotaram oficialmente o regime de Metas de Inflação na década de 1990 e início da década de 2000.

Países desenvolvidos	Ano de adoção
Austrália	1994
Canadá	1991
Coréia do Sul	1998
Espanha	1994
Finlândia	1993
Islândia	2001
Israel	1992
Nova Zelândia	1990
Noruega	2001
Reino Unido	1993
Suécia	1995
Suíça	2000
Países em desenvolvimento	Ano de adoção
África do Sul	2000
Brasil	1999
Chile	1991
Colômbia	1999
Hungria	2001
México	1999
Peru	1994
Polônia	1998
República Checa	1998
Tailândia	2000

Fonte: Biondi e Toneto Jr (2008).

Temos que as decisões de política monetária, que têm como seu principal instrumento de ação a taxa básica Selic, objetivam, sobretudo, estabilizar os níveis de preços do país, de acordo com os princípios estabelecidos pelas metas de inflação, mas também tem efeitos diretos em outros setores, como o produtivo, sendo esse também o objetivo da autoridade monetária, impactando diretamente o cotidiano dos cidadãos, seja por meio da encarecimento ou barateamento do crédito, seja pelo controle ou descontrole da inflação. Além de afetar as relações econômicas a nível agregado por meio da confiabilidade que traz aos contratos firmados entre estrangeiros e locais, uma inflação estável gera maior confiança aos investidores, pois esses terão menores chances de ver seu capital ser corroído e, conseqüentemente, seu lucro se reduzindo. Entretanto, mesmo com as metas de inflação presentes no Brasil, temos que o índice de inflação adotado pelo Banco Central como medida de direcionamento da política monetária, o IPCA¹ (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo) estava alto, quando comparado aos países considerados desenvolvidos, chegando ao nível de 12,53% a.a. em 2002, ao passo em que, no mesmo ano, o Canadá, por exemplo, apresentava um IPC (Índice de Preços ao Consumidor) de 3,79% a.a. de acordo com o Bank of Canada, e esse cenário de altas taxas de juros brasileiras só começa a ser revertido por volta de 2016.

1.1 Objetivos

O objetivo geral deste trabalho é estimar, por meio de uma abordagem alternativa de regressão, a função de reação do Banco Central do Brasil, a partir de uma análise *forward-looking* que considera os desvios da inflação quanto à sua meta e os desvios do produto brasileiro quanto ao seu produto potencial, em diferentes níveis de taxa de juros no período de 2000 até março de 2019.

Os objetivos específicos são estimar e compreender como o Banco Central reage aos desvios da inflação em relação à sua meta frente à determinação da taxa de juros, e como ele reage aos desvios do produto em relação ao produto potencial, frente às mesmas determinações, por meio de uma abordagem de regressão quantílica para capturar os impactos das variáveis em diferentes níveis de juros, além de verificar se há mudança na importância que o Banco Central

¹ O IPCA (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo) é calculado pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) e tem como objetivo medir a inflação de uma determinada cesta de bens. Esse índice é calculado nas regiões metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Vitória, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre, além do Distrito Federal e dos municípios de Goiânia e Campo Grande abrangendo famílias com rendimentos que variam de 1 a 40 salários mínimos.

atribui às variáveis do modelo de acordo com esses diferentes níveis de taxa de juros no período considerado.

1.2 Justificativa

Este trabalho analisa se houve alterações na importância em que o Banco Central atribui aos desvios das expectativas de inflação quanto à sua meta e aos desvios do produto quanto ao produto potencial em meio a um regime de Metas de Inflação. Além disso, também, compreender se a variação do câmbio real tem alguma contribuição na determinação da taxa de juros em um momento em que a Selic se encontra em um patamar historicamente baixo, apresentando constantes quedas desde outubro de 2016 e chegando em 5,0% a.a. em outubro de 2019. Assim, partindo de uma regra de Taylor, o tipo *forward-looking*, a qual nos traz como variáveis determinantes da taxa de juros os desvios das expectativas de inflação quanto à sua meta e aos desvios do produto quanto ao seu produto potencial, verifica-se qual dessas variáveis que o Banco Central mais considera ao tomar decisões de política monetária e se, no período entre os anos 2000 e os anos 2019, houve mudança na variável que possui maior influência quanto à determinação da taxa de juros básica (Selic). No meio científico, há uma considerável gama de trabalhos que buscam compreender quais são as variáveis que melhor explicam a tomada de decisão da autoridade monetária brasileira, entretanto, por se tratar de um trabalho que apresenta uma análise em um período distinto e com a metodologia de regressão quantílica, esse estudo busca encontrar possíveis respostas para as dinâmicas de taxa de juros adotadas, sobretudo em níveis mais baixos, verificados a partir do final do ano de 2017 para o início de 2018.

1.3 Organização do Trabalho

Após essa introdução, a estrutura do trabalho segue com a discussão bibliográfica no Capítulo 2, ao qual trará a discussão e conclusões chegadas por estudos e análises da função de reação de bancos centrais em regimes de metas inflacionárias.

Em seguida, o Capítulo 3 descreve a metodologia utilizada no trabalho, abarcando a base de dados e os métodos de regressão por quantis.

O Capítulo 4 apresenta os resultados obtidos a partir dos modelos estimados, trazendo à tona a discussão desses resultados à luz do contexto macroeconômico em que se encontrava a economia do Brasil.

Por último, no Capítulo 5, são resumidas as principais conclusões, assim como discute ideia de pesquisa futura.

2 REVISÃO DA LITERATURA

A literatura em torno da função de reação do Banco Central se baseia fundamentalmente nos estudos apresentados por Taylor (1993), com foco em uma função linear que objetiva medir os impactos que são exercidos sobre a taxa de juros pelo hiato do produto e, pelo outro lado, dos desvios da inflação quanto à sua meta. A partir disso, a literatura apresenta novas variáveis explicativas que possibilitam a aproximação dos resultados obtidos por meio do modelo com a reação do Banco Central, sendo muito comum a inclusão dos efeitos produzidos pelas variações cambiais.

Minella et al. (2002), para o período que vai de 1999 até 2002, estimam um modelo de função de reação para o Banco Central brasileiro com as variáveis (i) hiato do produto; e (ii) expectativa de inflação. Nesse modelo, mostram que a política monetária brasileira tem reagido de forma consistente com o quadro do regime adotado no ano de 1999, ou seja, a variável associada à inflação é estatisticamente significativa e tem um impacto maior sobre os juros do que o hiato do produto.

No trabalho de Paulo (2003) objetiva-se estimar uma função de reação para o Banco Central do Brasil, no período de 2000 até 2002, com base na proposta apresentada por Taylor (1993). Em seus resultados, o autor constatou que a taxa de câmbio também afeta nas tomadas de decisões quanto ao patamar da taxa de juros, o que, em sua visão, contraria o regime de câmbio flutuante, pois, no limite, levaria o Banco Central a controlar o câmbio para poder agir indiretamente na inflação.

Gomes e Holland (2003) propõem uma análise considerando a função de reação do Banco Central brasileiro e a dívida pública do país, sob a hipótese de que em condições de um elevado endividamento público, pequenos aumentos na taxa de juros levam a subidas mais que proporcionais na probabilidade de *default*; desta maneira, o nível e a composição da dívida pública também seriam considerados pela autoridade monetária na definição da taxa de juros. Assim, os autores estimam um modelo de Vetores Autoregressivos (VAR) contemplando o período compreendido entre 1999 e 2003, utilizando-se das variáveis: (i) taxa de juros; (ii) dívida pública; (iii) taxa de câmbio nominal; (iv) índice de preços ao consumidor; e (v) o produto brasileiro. Como resultado, os autores identificam a existência de uma relação significativa da variável dívida pública com a reação adotada pelo Banco Central; nas palavras dos autores: “[...] pode-se observar muito facilmente que a reação do Banco Central às oscilações inesperadas da inflação e do produto passam a ficar fortemente condicionadas às alterações na relação dívida/PIB.”

Maria (2003) visa a entender, no período de 1999 até 2002, como é determinada a taxa básica de juros da economia pelo Banco Central do Brasil no sistema de taxas de câmbio flutuantes. Nos resultados obtidos, a autora conclui que dois dos modelos testados em seus estudos são os mais próximos da atuação do Banco Central; o primeiro leva em consideração quatro variáveis, sendo elas: (i) hiato do produto de dois períodos anteriores (duas defasagens); (ii) série de desvios da inflação à meta para o ano corrente; (iii) série de desvios da inflação à meta para o ano seguinte; e (iv) taxa de câmbio. O segundo modelo foi construído com as variáveis (i), (ii) e (iv) que também fazem parte do primeiro modelo, porém, adiciona-se a variável risco-país (risco Brasil) e retira-se a variável (iii) série de desvios da inflação à meta para o ano seguinte.

Salgado, Garcia e Medeiros (2005) buscam estimar a função de reação do Banco Central brasileiro por meio de um modelo autoregressivo com limiar (TAR – *threshold autoregressive*), entre o período de agosto de 1994 e dezembro de 2000. Os autores incluíram as seguintes variáveis: (i) taxa de inflação; (ii) hiato do produto; e (iii) variação das reservas internacionais. Em seus resultados, encontram dois regimes para a taxa de juros, caracterizados como períodos de estabilidade da economia; e subperíodos de crises. Nesse segundo, para Salgado et al. (2005), a autoridade monetária tende a agir de forma mais rígida a evitar a saída de capital do país, logo, o efeito das reservas internacionais se demonstra mais intenso na determinação da taxa de juros, efeito este que tende a perder tamanha intensidade em períodos tranquilos.

Amaral (2006) tem como objetivo estimar a importância do câmbio na função de reação do Banco Central do Brasil por meio de um modelo VAR. Para determinação da taxa de juros, as variáveis utilizadas foram: (i) taxa Selic; (ii) taxa de câmbio; (iii) taxa de utilização da capacidade produtiva da indústria (como *proxy* da relação produto efetivo/produto potencial); (iv) IPCA; e (v) as expectativas quanto ao IPCA para 12 meses. De acordo com os resultados, o autor sugere que a taxa de câmbio é a variável com maior relevância na determinação dos juros brasileiros e, além disso, o impacto da taxa de juros sobre os desvios da inflação ocorre com atraso, o que indica uma baixa eficácia da política monetária.

Klein (2007) propõe analisar as possíveis relações entre a política monetária brasileira e as variações nos preços de ativos. Por meio de modelos lineares de regressão e não-lineares, como o modelo TAR, no período entre os anos 2000 e os anos 2006, a função de reação utilizada no trabalho segue a especificação de uma Regra de Taylor modificada, na qual as seguintes variáveis são consideradas: (i) hiato do produto do mês anterior; (ii) desvio da inflação esperada em relação à meta; (iii) taxa de variação do câmbio nominal; e (iv) taxa de variação do índice Bovespa. Os resultados encontrados pelo autor sugerem que o modelo não-linear se adapta

melhor aos dados do país em questão, e por meio dele é possível indicar que a economia brasileira possui dois regimes que determinam a política monetária: 1) um regime associado a crises político-econômicas; e 2) um regime associado a ambientes estáveis. No primeiro regime, o coeficiente associado à taxa de câmbio nominal é estatisticamente significativo na determinação da taxa SELIC, já no segundo, a taxa de juros é influenciada por valores defasados dela mesma, não possuindo relevantes influências do câmbio.

Lima, Maka e Mendonça (2007) visam a estimar uma função de reação para o período que sucede o Plano Real (1994), a partir de um modelo com mudanças de Markov, para filtrarem as “mudanças de regime que caracterizam a economia brasileira, mesmo após o Plano Real”. Os autores atestam quatro diferentes regimes políticos nos quais são apresentadas algumas diferenças na forma pela qual a política monetária é adotada. No primeiro, a taxa de juros é fortemente relacionada aos movimentos das reservas internacionais; no segundo regime, o Banco Central é mais homogêneo quando o peso atribuído à inflação e ao produto na decisão da política; no terceiro, essa situação mais homogênea é descaracterizada, e a autoridade monetária do país passa a atribuir maior preocupação à questão da inflação; por fim, o quarto regime é análogo ao terceiro, e a inflação continua sendo uma das maiores preocupações na determinação da taxa de juros. Esses resultados indicam a heterogeneidade e não linearidade da função de reação do BCB.

Correia e Amaral (2008) estimam a função de reação do Banco Central, para o período de 2001 a 2007, a partir de um modelo VAR, sendo que adotam como variáveis explicativas (i) taxa Selic; (ii) taxa de câmbio; (iii) taxa de utilização da capacidade produtiva; (iv) expectativa de inflação para os próximos 12 meses; (v) os preços livres e administrados; e (vi) a relação dívida/PIB. Para a elaboração do trabalho, dois modelos foram mensurados, um inclui somente os preços livres, e o outro somente os preços administrados. Após análise dos resultados obtidos, os autores concluem que a resposta do Banco Central é diretamente explicada pela taxa de utilização da capacidade produtiva e expectativa de inflação, entretanto, a variável taxa de câmbio influencia indiretamente nas expectativas do nível de preços, logo, tendo participação na determinação da taxa de juros. Vale ressaltar que a inflação relevante para a determinação da Regra de Taylor é a dos preços administrados, que estão condicionados pela taxa de câmbio.

Modenesi (2008), a fim de avaliar a condução da política monetária do Brasil no período que se sucede à adoção da flexibilização cambial e adoção do regime de metas de inflação, busca estimar uma função de reação do Banco Central entre os anos 2000 e 2007 com as seguintes variáveis: (i) desvio da inflação livre quanto à meta de inflação; (ii) desvio da inflação administrada quanto à meta de inflação; e (iii) hiato do produto. Desta maneira, em seus

resultados, o autor expõe que a determinação da taxa de juros responde com maior força às oscilações dos preços, e que, para o período estudado, a redução expressiva dos juros “somente ocorreria em resposta a uma deflação crônica e de grandes proporções”.

Aragón e Portugal (2010), para o período que contempla os anos de 2000 a 2007, buscam estimar uma função de reação para o Banco Central do Brasil que permita testar a existência de assimetrias existentes nos objetivos da autoridade monetária em relação à inflação e ao produto durante o regime de metas de inflação, para tanto, os autores utilizam as seguintes variáveis: (i) desvios da inflação esperada quanto à sua meta; e (ii) o hiato do produto; além de levar em consideração uma função de perda assimétrica em relação às variáveis (i) e (ii). Como resultado, os autores encontraram evidências de que as decisões de política monetária do BCB, para o período estudado, preferenciam uma inflação acima da meta, porém, dizem ainda, que esse comportamento pode sofrer viés das decisões políticas em momentos de crises, como 2001 e 2002. Desta maneira, segregam um novo período de análise (2004 a 2007), e nesta nova análise, concluem que não há evidências para afirmar que há assimetria nas preferências da autoridade monetária, seja em relação à inflação, seja em relação ao produto.

Balbino, Colla e Teles (2011) analisam a evolução da política monetária no período que se estende de 1999 até 2009 por meio de um modelo VAR com parâmetros variantes no tempo. No modelo são adicionadas três variáveis para análise: (i) taxa de inflação; (ii) hiato do produto; e (iii) taxa de juros (Selic). Os resultados sugerem que, de 1999 a 2001, a taxa de juros reagiu abaixo do necessário para estabilizar a inflação, o que, posteriormente a este período, se inverte e há indícios de que o Banco Central age diretamente para manter a inflação dentro dos limites das metas.

Temos que Ribeiro (2011) tem por objetivo estimar uma função de reação para o período entre os anos 2000 e os anos 2010, para realização de uma análise da condução da política monetária pós regime de metas de inflação. Como variáveis, utiliza-se da (i) hiato do produto (produção industrial como *proxy*); (ii) inflação livre acumulada nos últimos 12 meses; e (iii) inflação administrada acumulada nos últimos 12 meses. Em seus resultados, há indícios de que o Banco Central, no período de 2004 a 2010, possui maior sensibilidade aos desvios das expectativas da inflação perante suas metas, do que ao lado real da economia e, também, apontam para um alinhando junto ao princípio de Taylor. Para o período de 2000 a 2003, as conclusões são parecidas, porém, o hiato do produto se mostra agora significativo. Além disso, Ribeiro (2011) conclui que a variação na taxa nominal de câmbio não se demonstra significativa na função de reação, resultado este que vai em descontra com o obtido no estudo de Correia e Amaral (2008).

Utilizando regressões quantílicas em três economias abertas (Austrália, Canadá e Nova Zelândia) com amostras mensais que vão da adoção das metas de inflação em cada um dos três países (1991 para Austrália e Nova Zelândia e 1993 para o Canadá) até o ano de 2007, os autores Chevapatrakul e Paez-Farrell (2014) buscam entender a reação da autoridade monetária de cada um desses países em relação à tomada de decisão nas movimentações da taxa de juros a partir dos princípios da regra de Taylor, ou seja, por meio das análises dos (i) desvios da inflação quanto a sua meta e do (ii) hiato do produto. A partir dos resultados obtidos, os autores concluíram que ambos países possuem a política monetária reagindo mais firmemente aos desvios da inflação quando estamos olhando para taxas de juros mais altas do que quando olhamos para os menores níveis. Entretanto, Austrália e Canadá apresentam resultados estatisticamente não significativos para inflação nos quantis menores que a mediana ($< 0,5$) enquanto a Nova Zelândia apresenta resultados significativos em todos níveis, além de sugerir que os Bancos Centrais dão mais peso aos desvios da inflação positivos do que aos negativos. Quando olham para o hiato do produto a resposta, ainda para Austrália e Canadá, é significativa apenas nos maiores quantis ($> 0,5$), ao contrário da Nova Zelândia, que apresenta resultados significativos apenas nos menores níveis ($< 0,5$).

Curado e Curado (2014) realizam um trabalho, com dados do período entre 2002 e 2013, no qual têm como objetivo principal estimar os parâmetros de preferência do Banco Central – analisando um problema de otimização desta instituição em uma economia aberta por meio da “minimização da função de perda, tendo como restrição de atuação a estrutura geral da economia os mecanismos de transmissão da política monetária” –, para que seja possível identificar possíveis desvios na condução da política monetária no que tange às decisões esperadas em um regime de metas de inflação “puro”. Após testarem a hipótese de que as decisões, quanto à manutenção da taxa de juros, estariam sendo cada vez mais direcionadas pelas questões que tangenciam a atividade econômica, em detrimento do controle inflacionário estrito, os autores chegam à conclusão de que a mesma é verdadeira e, de fato, o peso atribuído aos desvios do produto estaria ganhando força comparado ao peso atribuído aos desvios da inflação. Resultado este que diverge dos encontrados nos trabalhos relativos ao tema, como o de Minella et al. (2002).

Wopereis (2014), partindo de uma regra de Taylor, busca analisar a situação da política monetária brasileira, após o regime de metas de inflação, e quais são suas consequências no que tange ao crescimento econômico do país. Para tal estudo, utiliza-se das variáveis: (i) desvio da inflação quanto sua meta; (ii) hiato do produto; (iii) taxa de câmbio; (iv) uma taxa de juros de equilíbrio, definida como componente de tendência da Selic; e (v) o IPCA. O autor conclui que

há uma forte aderência da taxa de juros no que se refere ao controle inflacionário, e pouca aderência no que se refere ao hiato do produto, levando ao entendimento de que os ajustes feitos na taxa de juros básica não possuem o intuito de motivar o crescimento PIB, ou até mesmo de aproximá-lo de seu produto potencial, indo ao encontro dos objetivos da autoridade monetária brasileira. Entretanto, o autor complementa informando que o crescimento do produto é possível por meio da manutenção de uma taxa de juros baixa, em conjunto com a utilização de outros mecanismos de combate inflacionário, como a taxa de câmbio.

Schnorrenberger (2014) procura investigar a sensibilidade do Banco Central aos desvios da inflação à sua meta e do hiato do produto, e se ocorreram assimetrias no objetivo deste, conforme uma função de reação do tipo *forward-looking*. Para isso, sua análise abrange o período que vai de 2000 até o ano de 2013, e considera o efeito da taxa nominal de câmbio na determinação da taxa de juros. Em seus resultados, o autor apresenta que, ao longo do regime de metas de inflação, a autoridade monetária tem priorizado a estabilização da inflação ao invés do fomento à aproximação do produto com seu produto potencial, entretanto, o hiato do produto ainda possui, mesmo que não determinante, participação na definição da taxa de juros.

Campos (2015), a fim de testar a credibilidade da autoridade monetária em manter a inflação em sua meta, calcula a função de reação brasileira para o período de 2005 a 2014. Utilizando uma regra de Taylor com janelas móveis de cinco anos, são adotadas como variáveis a (i) expectativa de inflação para os próximos 12 meses; (ii) variação cambial; (iii) hiato do produto; e um termo de suavização. Os resultados obtidos por Campos (2015) demonstram que, a partir de 2013, a reação do Banco Central tende a dar mais importância ao nível da atividade econômica do que à inflação, distintamente do observado em trabalhos como os de Aragón e Portugal (2010), Minella et al. (2002), Wopereis (2014) e Modenesi (2008).

Similarmente, Rodrigues e Mori (2016) também consideram uma metodologia de mudança de regime de Markov para avaliar a política monetária brasileira a partir da implantação do sistema de metas de inflação, em 1999. Os resultados indicam a verificação de três regimes de política monetária observados no período de 2000 a 2015: no primeiro regime, conclui-se uma não aderência ao princípio de Taylor e ainda uma maior sensibilidade do Banco Central às variações do produto quanto às suas grandezas corrente e potencial; já no segundo regime, é apresentado uma aderência ao princípio de Taylor e um equilíbrio entre a sensibilidade atribuída ao produto e desvios da inflação quanto a sua meta; o terceiro regime é caracterizado por uma maior sensibilidade aos desvios da inflação à meta, mantendo, também, uma aderência ao princípio de Taylor.

Barbosa, Camêlo e João (2016) buscam estimar uma regra de Taylor para a política monetária no Brasil no período que vai de 2003 até 2015, considerando a (i) taxa de juros natural; (ii) taxa de inflação medido pelo IPCA; (iii) hiato do produto; e (iv) taxa de câmbio real. Os resultados obtidos indicam que a variação da taxa de câmbio real se mostra significativa no processo decisório da autoridade monetária quanto ao nível de determinação da taxa de juros.

Jesus e Lopes (2017) também visam a estimar uma regra de Taylor para o BCB e testar se os dois principais parâmetros dessa regra sofreram diferenças estatisticamente relevantes durante a gestão de Alexandre Tombini no Banco Central, que se situa no período entre os anos 2003 e 2016, assim como se a função de reação é desestabilizadora. Como resultado, os autores chegam a indícios de que a função não é desestabilizadora; também, há evidências de que o Banco Central agia com maior sensibilidade às mudanças no hiato do produto, em prol dos desvios da expectativa de inflação em relação à meta - resultado este que também foi atingido por Campos (2015) -, mas afirmam que não há indicações de que o princípio de Taylor não foi seguido pela autoridade monetária brasileira.

Assim, a literatura em torno do tema de função de reação do Banco Central, em geral, chega em respostas esperadas para o caso brasileiro, ou seja, tendo em vista um regime de Metas de Inflação em vigor é razoável esperar que a política monetária do país seja em prol da manutenção da inflação dentro das metas estabelecidas. Por exemplo, os resultados encontrados por Modenesi (2008) e Schnorrenberger (2014), que chegam à conclusão de que a resposta do Banco Central é mais intensa aos desvios da inflação. Entretanto há autores que chegam em resultados diversos, como Amaral (2006) que conclui, a partir de suas análises, que a taxa de câmbio é a variável com maior impacto sobre a determinação da taxa de juros, ou como Jesus e Lopes (2017) e Campos (2015) que concluem, a partir de seus resultados, que o Banco Central agiu com maior sensibilidade aos desvios do produto para o seu produto potencial. As divergências dos resultados podem estar atreladas a motivos como o período de análise, o modelo de estimação escolhido ou aos componentes desse modelo. O presente trabalho, por meio da análise feita pelo método de regressão quantílica a fim de capturar os históricos baixos níveis de taxa de juros, reforça os resultados obtidos por Modenesi, Schnorrenberger e outros autores, como Ribeiro (2011). Ademais, de acordo com os resultados obtidos, o Banco Central aparenta responder mais intensamente aos desvios da inflação à medida em que as taxas de juros sobem, além de considerar as variações cambiais na determinação da taxa de juros.

3 METODOLOGIA

Para alcançar o objetivo de compreender como se configura a função de reação do Brasil após a implantação do regime de metas, foi estimada uma regra de Taylor do tipo *forward-looking*, a qual, diferente da proposta inicial fornecida por Taylor, considera as expectativas da inflação para a tomada de decisão da política monetária pelo Banco Central. Assim, neste capítulo é apresentado o modelo de função de reação utilizado no presente trabalho, bem como os métodos estatísticos de estimação abordados.

3.1 Função de reação

Pioneiro na discussão sobre regras de política monetária, por meio de uma função de reação para o *Federal Reserve Board* (FED), entre 1987 e 1992, John Taylor, em 1993, indicou, em seu trabalho duas variáveis que apresentavam influências nas determinações da taxa de juros pelo FED, sendo elas as variações nos níveis de preços da economia americana e as variações no hiato do produto, em que as variações positivas na taxa de juros deveriam acontecer em resposta à inflação acima de sua meta ou ao produto real acima do produto potencial. Dessa maneira, olhando apenas para essas duas variáveis, para Taylor, o FED poderia conduzir uma política monetária eficaz e crível. Essa função de reação proposta por Taylor se caracteriza por ser do tipo *backward-looking*, ou seja, pela utilização da inflação passada para compreender a determinação de taxa de juros do FED.

A regra de Taylor original nos diz que as movimentações da taxa de juros básica responderiam a quatro variáveis macroeconômicas, sendo elas: (i) a taxa de inflação acumulada por quatro trimestres anteriores; (ii) taxa de juros reais de longo prazo (taxa de equilíbrio dos *federal funds*); (iii) a taxa de inflação relativa aos quatro períodos anteriores menos uma meta de inflação, também conhecido como desvios da inflação; e (iv) o hiato do produto, em porcentagem, dado pela relação: $y_t = 100(Y - Y^*)/Y^*$, onde Y representa o produto e Y^* representa o produto potencial. Essas variáveis são então relacionadas pelo seguinte modelo representativo da função de reação do FED:

$$i_t = \pi_t + r^* + 0,5(\pi - \pi^*) + 0,5y_t, \quad (1)$$

onde i_t é a taxa básica de juros nominal; π_t é a taxa de inflação acumulada durante quatro trimestres anteriores; π^* é a meta de inflação; r^* é a taxa de juros real de longo prazo e y_t é o hiato do produto.

Taylor admitia, conforme pode ser visto na Equação (1), que os pesos atribuídos pelo FED aos desvios da inflação e ao hiato do produto eram os mesmos, de modo que, conforme comenta Campos (2015), se a inflação passasse um ponto percentual acima da sua meta, o Banco Central definiria a taxa de juros 50 pontos base acima do seu valor de equilíbrio. A mecânica de aumento na taxa básica de juros americana segue sendo a mesma para os aumentos do produto acima do produto potencial, isso acontece, pois, essa elevação do produto seria um sinal de aumentos na inflação nos próximos períodos. Além disso, vale ressaltar que Taylor assumiu igualdade entre a taxa de juros real de equilíbrio e a meta de inflação, fixando-as em 2%.

Em seu trabalho, Taylor (1993) advertiu que as elevações da taxa de juros deveriam ser mais que proporcionais às elevações da taxa de inflação, pois, a taxa de juros deveria ser aumentada a fim de antecipar a inflação. Esse aumento acima da proporcionalidade ficou conhecido como “Princípio de Taylor”.

Desta maneira, a partir de uma regra de Taylor original, as contribuições teóricas e empíricas, como as de Minella et al. (2002), Paulo (2003), Amaral (2006) e Campos (2015), propuseram uma função de reação do tipo *forward-looking*, a qual leva em consideração as expectativas de inflação, e não, como originalmente proposto por Taylor em sua função de reação do tipo *backward-looking*, os dados acumulados de quatro trimestres anteriores da inflação. As variáveis consideradas na função de reação seriam então: (i) expectativas de inflação menos as metas de inflação (desvios da inflação); (ii) hiato do produto representado pelos desvios do produto para o produto potencial. Em alguns trabalhos, ainda, inclui-se na função de reação uma terceira variável: câmbio real.

A Equação (2) apresenta um modelo para a função de reação do Banco Central sem os impactos cambiais, à luz de Taylor, e que considera a inflação esperada para o ano corrente e o próximo, o que parece razoável ao considerar que no regime de Metas de Inflação o Conselho Monetário Nacional estipula as metas para três anos à frente. Logo, o modelo capta as respostas do Banco Central supondo que ele considere a inflação futura para determinar os níveis de juros.

$$i_t = \alpha_0 + \beta_1(E\pi_t - \pi_t^*) + \beta_2 y_t + \varepsilon_t, \quad (2)$$

onde α_0 é o termo de intercepto; $E\pi_t$ representa a expectativa de inflação futura, π_t^* a meta inflacionária, e ε_t é um termo de erro.

Alternativamente, a apreciação cambial proporciona uma pressão em sentido à redução dos preços por meio do barateamento das importações. Portanto, é razoável assumir que, para o objetivo de manter a inflação dentro das metas estabelecidas, o Banco Central considere o câmbio em sua decisão de política monetária. Na Equação (3), as variações cambiais foram introduzidas para que pudéssemos captar os impactos do câmbio na determinação da taxa de juros.

$$i_t = \alpha_0 + \beta_1(E\pi_t - \pi_t^*) + \beta_2 y_t + \beta_3 \Delta e_t^* + \varepsilon_t, \quad (3)$$

onde $\Delta e_t^* = e_t - e_{t-1}$ são as variações do câmbio real, i.e. o câmbio real em primeira diferença.

Os desvios da inflação a serem considerados no modelo do presente trabalho seguem uma ponderação, sugerida por Minella et al. (2002), que sensibiliza a diferença entre as metas de inflação com as expectativas de inflação do ano atual e a diferença entre as metas de inflação com as expectativas de inflação do próximo ano, de forma a dar maior peso à diferença do próximo ano conforme os meses do ano atual vão se passando. Essa ponderação ocorre devido às defasagens nos mecanismos de transmissão da política monetária brasileira, logo, podemos assumir que o Banco Central do Brasil toma suas decisões olhando para as expectativas de inflação do ano atual e do próximo. A ponderação proposta segue a seguinte função:

$$D_j = \frac{12-j}{12}(E_j \pi_k - \pi_k^*) + \frac{j}{12}(E_j \pi_{k+1} - \pi_{k+1}^*), \quad (4)$$

onde D_j são os desvios da inflação com relação à meta; $E_j \pi_k$ é a expectativa de inflação no ano atual k ; π_k^* é a meta de inflação para o ano atual; e j corresponde ao mês associado.

O câmbio real é obtido por meio da multiplicação do câmbio nominal pela razão entre índices de preços externo e local, que, no caso do Brasil, são, respectivamente, o IPA (Índice de Preços por Atacado) e o IGP-DI (Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna). Com essa operação encontramos o câmbio real brasileiro, que se conceitua por ser aquele que estabelece a relação entre as trocas e bens e serviços entre países, e que será usado em primeira diferença no modelo de regressão. Assim, o câmbio real em t , e_t^* , é calculado como:

$$e_t^* = e_t \left(\frac{P_t^{EUA}}{P_t^{BRL}} \right), \quad (5)$$

onde e^* é o câmbio real; e representa o câmbio nominal; P^{EUA} representa o índice de preços dos EUA e P^{BRL} representa o índice de preços do Brasil.

Assim, os modelos apresentados nas Equações. (2) e (3), podem ser representados, respectivamente, da seguinte forma:

$$i_t = \alpha_0 + \beta_1 D_t + \beta_2 y_t + \varepsilon_t, \quad (6)$$

$$i_t = \alpha_0 + \beta_1 D_t + \beta_2 y_t + \beta_3 \Delta e_{t-1}^* + \varepsilon_t. \quad (7)$$

Os modelos em (6) e (7) representam, portanto, as funções de reação baseadas em uma regra de Taylor do tipo *forward-looking* sem e com a inclusão do câmbio real, respectivamente. Após a definição dos modelos, a fim de controlar a autocorrelação dos resíduos, foram adicionadas defasagens da taxa de juros. Assim, de forma geral, os modelos estimados são da forma:

$$i_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j i_{t-j} + \beta_1 D_t + \beta_2 y_t + \varepsilon_t, \quad (8)$$

$$i_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j i_{t-j} + \beta_1 D_t + \beta_2 y_t + \beta_3 \Delta e_{t-1}^* + \varepsilon_t, \quad (9)$$

onde i_{t-j} representa a j -ésima defasagem da taxa de juros, com $j = 1, \dots, p$.

3.2 Regressão Quantílica

As Equações (8) e (9) foram calculadas pelo método de MQO (Mínimos Quadrados Ordinários), ou seja, uma regressão à média do modelo. Entretanto, com o objetivo de captar os atuais mais baixos níveis de taxa de juros da história brasileira após a implantação do regime de metas de inflação, também foi utilizado um modelo de regressão quantílica. Essa abordagem tem por objetivo principal estimar os percentis da variável dependente condicionalmente aos

valores das variáveis explicativas. Esse processo é possível em n percentis (por exemplo, 25% e 75%), sendo que, ao estimarmos um modelo de regressão à mediana, os parâmetros estimados descreverão como se comporta o 50º percentil da distribuição condicional da variável dependente. Assim, é possível obter informações de localizações específicas da distribuição, e não somente da média.

Essa técnica foi proposta em 1978 por Koenker e Basset e ela se diferencia do método de MQO, pois, permite que toda a distribuição condicional da variável dependente seja considerada, uma vez que são obtidas diferentes estimações dos parâmetros para diferentes percentis. Essas variações podem ser interpretadas como diferentes respostas da variável dependente frente às variáveis explicativas em relação aos diferentes percentis de distribuição condicional da variável dependente. Esta propriedade da regressão quantílica se caracteriza como uma vantagem quando comparada aos modelos que regridem à média, como MQO, pois, a mediana não é afetada, em geral, pela presença de *outliers*. Além disso, o modelo de regressão quantílica não pressupõe normalidade nos resíduos, ou seja, não pressupõe que os termos de erro sejam gaussianos, dessa maneira, esse método pode ser utilizado em análises em que as variáveis dependentes possuem distribuições assimétricas.

A estimação desse modelo é próxima à estimação de MQO, entretanto, não busca minimizar a soma dos quadrados dos resíduos – como MQO – mas sim a soma ponderada dos resíduos absolutos. Ainda no modelo de regressão quantílica, vale ressaltar que podem ser estimadas retas para cada um dos quantis em que haja interesse em analisar, diferente da reta única estimada em MQO para explicar toda a distribuição da variável dependente. Um modelo de regressão quantílica pode ser representado genericamente como:

$$Y_i = \alpha_\theta + \beta_{\theta 1}X_{1i} + \beta_{\theta 2}X_{2i} + \dots + \beta_{\theta k}X_{ki} + \varepsilon_{\theta i}, \quad (10)$$

onde Y é a variável dependente, X_1, \dots, X_k são as k variáveis explicativas, α o intercepto, β_1, \dots, β_k os parâmetros associados às variáveis explicativas, $\theta \in (0,1)$ representa o percentil correspondente, e ε um termo de erro aleatório.

A estimação dos parâmetros da Equação (10) pode ser feita a partir da solução do seguinte problema de otimização:

$$\left[\sum_{i: Y \geq X'_i \beta} \theta |Y_i - X'_i \beta| + \sum_{i: Y < X'_i \beta} (1 - \theta) |Y_i - X'_i \beta| \right] = \min \quad (11)$$

Assim, a partir da minimização da soma ponderada dos resíduos absolutos por meio da Equação (11), obtém-se a reta da regressão no quantil desejado.

Dessa maneira, de acordo com Chevapatrakul e Paez-Farrell (2014), a regressão quantílica, ao ser utilizada para estimar uma regra de Taylor, nos permite enxergar o comportamento da taxa de juros em relação à inflação e ao produto em diferentes pontos de distribuição condicional da taxa de juros, permitindo uma perspectiva mais ampla da política monetária.

4 RESULTADOS

Neste capítulo são apresentadas a descrição dos dados utilizados no presente trabalho e a definição das variáveis que compuseram a análise econométrica, além da apresentação e da discussão que permeiam os resultados obtidos após as análises empíricas, por meio dos métodos de MQO e regressões quantílicas para os percentis 5%, 25%, 50%, 75% e 95%, em torno da importância que o Banco Central do Brasil atribui às variáveis que determinam os níveis de taxa de juros e que, a partir de uma regra de Taylor, compõem os modelos utilizados.

4.1 Dados

Os dados foram coletados com periodicidade mensal entre janeiro de 2000, período comumente abordado na literatura devido à implantação do regime de câmbio flutuante em 1999 e uma possível adaptação ao novo regime nesses seis meses, assim como em Schnorrenberger (2014), até março de 2019, data corresponde a disponibilidade de informações quando da composição da base. Os dados utilizados neste trabalho são: (i) a taxa Selic divulgada pelo Banco Central do Brasil², (ii) as séries históricas da expectativa de inflação divulgadas pelo relatório Focus, (iii) as metas de inflação divulgadas pelo Banco Central do Brasil, (iv) a produção industrial dessazonalizada³ divulgada pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística), (v) o produto potencial calculado a partir da aplicação do filtro HP (Hodrick e Prescott, 1997) nos dados da produção industrial dessazonalizada, (vi) taxa de câmbio nominal divulgada pelo Banco Central do Brasil, (vii) o IPA⁴ dos EUA divulgado pelo *Bureau of Labor Statistics* (BLS), (viii) o IGP-DI⁵ calculado e divulgado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV). Após a obtenção desses dados foram calculadas as variáveis utilizadas nos modelos de regressão para a função de reação do Banco Central do Brasil.

4.1.1 Taxa Selic

A taxa Selic – variável dependente deste trabalho – é a taxa básica de juros do Brasil e tem grande impacto na economia, afetando os cenários interno e externo. A Selic é o principal

² As séries históricas da taxa Selic, das expectativas de inflação, das metas de inflação e das taxas de câmbio nominal foram retiradas do website do Banco Central do Brasil (disponível em: <https://www.bcb.gov.br>)

³ Série histórica retirada do website do IBGE (disponível em: <https://www.ibge.gov.br/>)

⁴ Série histórica retirada do website do BLS (disponível em: <https://www.bls.gov/home.htm>)

⁵ Série histórica retirada do website da FGV (disponível em: <https://portal.fgv.br/>)

instrumento de política monetária utilizado pelo Banco Central, sendo que sua variação afeta diretamente nos níveis de consumo da população em geral por meio do encarecimento ou barateamento do crédito, além de afetar diretamente a taxa de câmbio do país por meio da atração ou repulsão de divisas (quando há, respectivamente, variação positiva e negativa da taxa básica). Com a implantação do regime de metas de inflação, o Banco Central deve utilizar-se da Selic para controlar a variação de preços, mantendo-a sempre dentro das metas estabelecidas.

A Figura 1 reflete o comportamento da Selic no período que vai de 2002 até 2019. Observa-se que a taxa apresenta uma tendência de queda (com valores que, no início do período, chegam a 26% a.a. e, no fim do período, que apresentam 6,4% a.a.). O pico de 26% na taxa de juros apresentado em 2003 marca uma forte incerteza política envolvendo o início do mandato do então vencedor das eleições, Luiz Inácio Lula da Silva. Essa incerteza se deu devido à grande especulação sobre quais as políticas econômicas o novo presidente adotaria para tentar combater os impactos da crise de racionamento elétrico vivenciada pelos brasileiros em 2001, assim como a moratória da Argentina neste mesmo ano, crise que afetou o Brasil já que ambos possuíam relações comerciais. Além disso, o aumento do desemprego também foi um catalizador para o aumento da incerteza, conforme dados apresentados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), no qual mostra que em 2002, 11,7% da População Economicamente Ativa (PEA) estava desempregada, esse percentual, para 2003, sobe para 12,3% da PEA. Em 2005 é apresentado um novo pico da Selic após constantes reduções, esse nível de taxa de juros foi influenciado pelo aumento da taxa básica de juros estadunidense, que gerou instabilidade no resto do mundo e, para evitar pressões inflacionárias, o Brasil elevou sua taxa de juros para 19,75%. Por fim, em 2013, o país volta a ter elevações constantes na Selic que vão até 2015, ano do impeachment da então presidenta Dilma Rousseff. Essas elevações foram pautadas no controle inflacionário, o que foi alcançado até o ano de 2014, entretanto, em 2015 o país passa por um descontrole inflacionário com novas elevações na taxa de juros, chegando ao patamar de 14,15%, até que em 2016 inicia-se um processo de redução na Selic devido às quedas na inflação que foram causadas pelo esfriamento no consumo (sendo este último causado pelo desemprego mensurado em 11,5%).

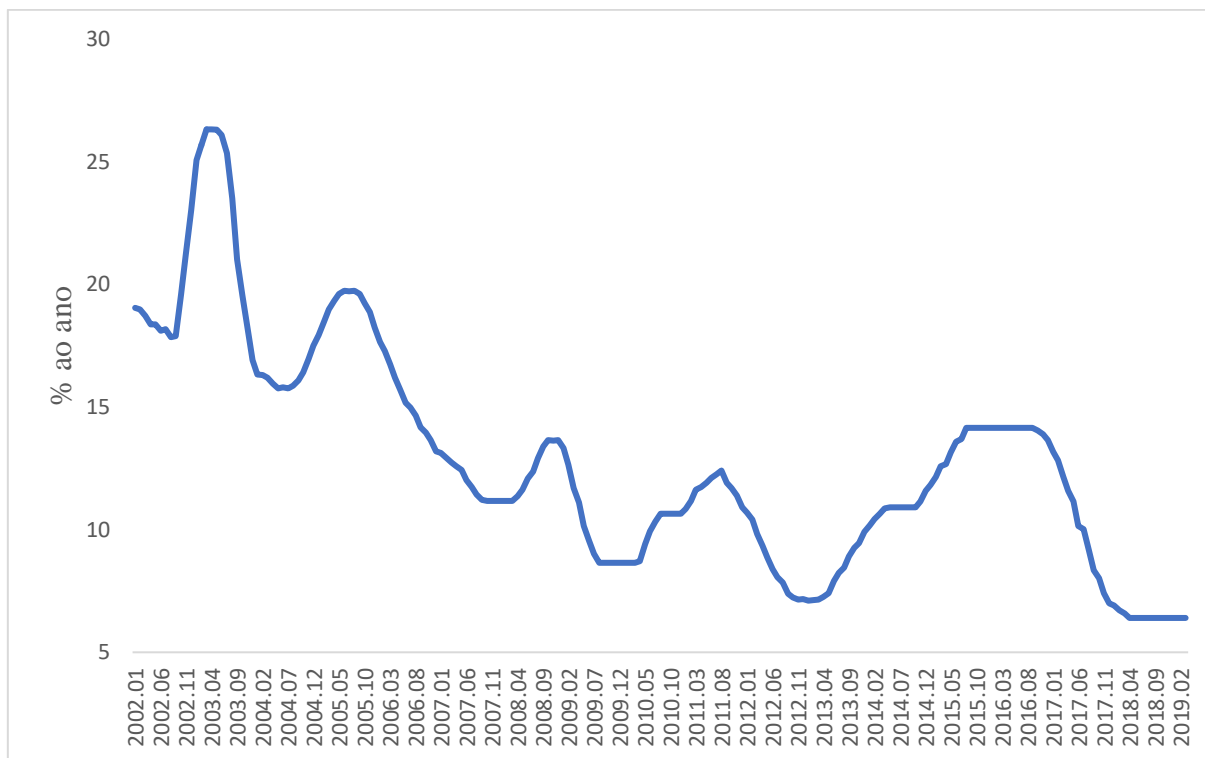


Figura 1. Evolução temporal da taxa Selic no período de 2002 até 2019.

4.1.2 Desvios da Inflação

Os desvios da inflação demonstram a distância da expectativa da inflação para as metas estabelecidas, em uma função de reação o sinal esperado do parâmetro atrelado aos desvios da inflação é positivo, indicando que quando as expectativas de inflação são maiores que as metas estabelecidas o impacto na taxa de juros é de elevação desta última. Para os calcularmos, com base no trabalho de Minella et al. (2002), foi utilizada uma ponderação que é expressa na Equação (4).

A Figura 2 apresenta as movimentações ocorridas pelos desvios da inflação no período de análise deste trabalho, demonstrando seu pico em 2003 com um desvio de 7,91% a.a. Nesse ano o Brasil esteve sob fortes influências do cenário externo, como a moratória da Argentina e de complicações no cenário interno, como uma turbulenta troca de presidência. Com a troca do cargo máximo do executivo iniciou-se um agravamento nas incertezas quanto aos caminhos que a economia brasileira tomaria, impactando, assim, sobre os preços locais. Em 2015 podemos perceber uma nova alta nos desvios da inflação e, de acordo com o IBGE, o impacto mais significativo foram os preços da energia elétrica e dos combustíveis, tendo esse segundo apresentado impactos importantes na pressão sobre os preços nos meses finais de 2015. A partir do ano de 2016 é perceptível o início de um processo de declínio dos desvios da inflação, movimento caracterizado pela baixa demanda.

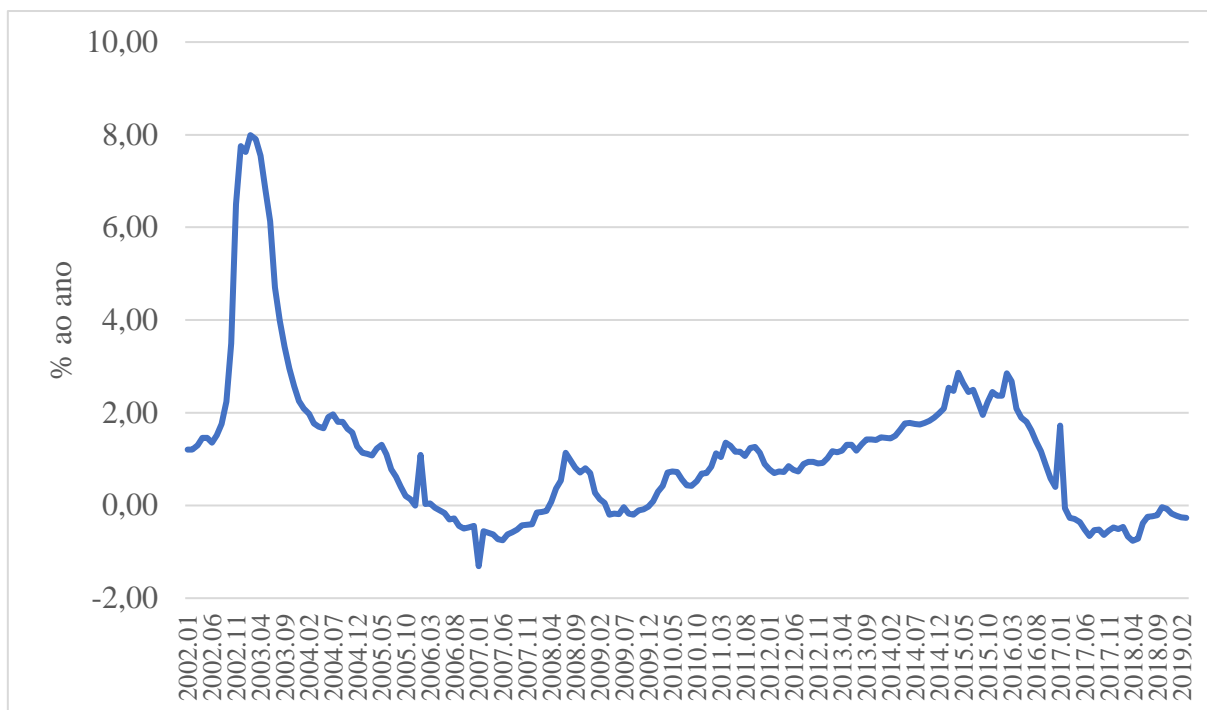


Figura 2. Evolução temporal dos Desvios da Inflação no período de 2002 até 2019.

4.1.3 Hiato do Produto

O hiato do produto reside na diferença entre o produto potencial e a produção industrial, e representa o quão distante está o produto brasileiro do que seria o seu potencial atingido caso a economia estivesse operando com máxima utilização dos recursos disponíveis. A Figura 3 apresenta a evolução temporal do hiato do produto no período que vai de 2002 até 2019, nesse período dois grandes instantes chamam a atenção, sendo eles 2008 e 2018. No primeiro caso, os efeitos que levaram o produto brasileiro a ficar tão abaixo do produto potencial estão relacionados à crise mundial ocorrida em 2008 nos Estados Unidos com a intensa inadimplência hipotecária. Já em 2018, a produção industrial foi fortemente afetada pela greve dos caminhoneiros que reduziu a distribuição de combustíveis e levou ao esvaziamento das prateleiras dos supermercados e dos centros de abastecimentos, além de interromper a produção fabril. Dessa maneira, o produto potencial se estabeleceu muito superior ao produto brasileiro do período afetado, levando o hiato do produto em 2018 a ser negativamente acentuado.

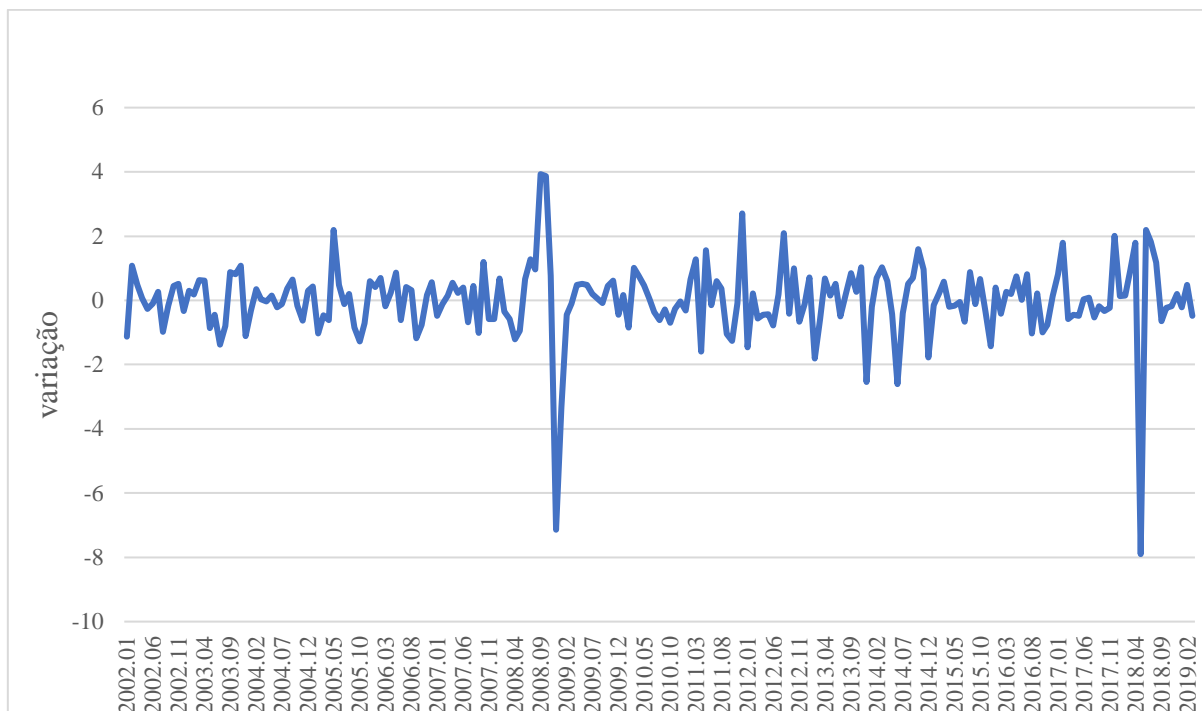


Figura 3. Evolução temporal do Hiato do Produto no período de 2002 até 2019.

4.1.4 Câmbio real

E, por fim, a variação cambial traz a informação de apreciação ou depreciação da moeda local, sendo tais movimentos representados, respectivamente, por valores negativos e valores positivos. O sinal esperado da estimativa do parâmetro associado a essa variável é positivo, pois, os impactos da depreciação cambial na taxa de juros são de elevação desta última a fim de atrair divisas e apreciar a moeda local. Essa variável é encontrada por meio da multiplicação do câmbio nominal pela razão entre o IPA e o IGP-DI. Com essa operação encontramos o Câmbio Real brasileiro, a qual sua variação será usada para estimação do modelo, conforme é apresentado na Equação (5).

A Figura 4 apresenta a evolução do câmbio real ao longo do período de estudo. Nesses dados podemos perceber que há uma apreciação do câmbio real que vai até, aproximadamente, 2013, sendo esse efeito proporcionado pelo *boom* das *commodities* ocorrido nos anos 2000. As variações positivas no câmbio indicam a depreciação da moeda comparativamente ao período anterior, sendo as negativas representando a apreciação cambial. As acentuadas depreciações ocorridas em 2002 seguidas de acentuadas apreciações na moeda local se deram, além da questão externa em que se configura o *boom* das *commodities*, devido ao ambiente incerto que as eleições estavam proporcionando, o mesmo que impactou a inflação e a taxa básica de juros em 2003.

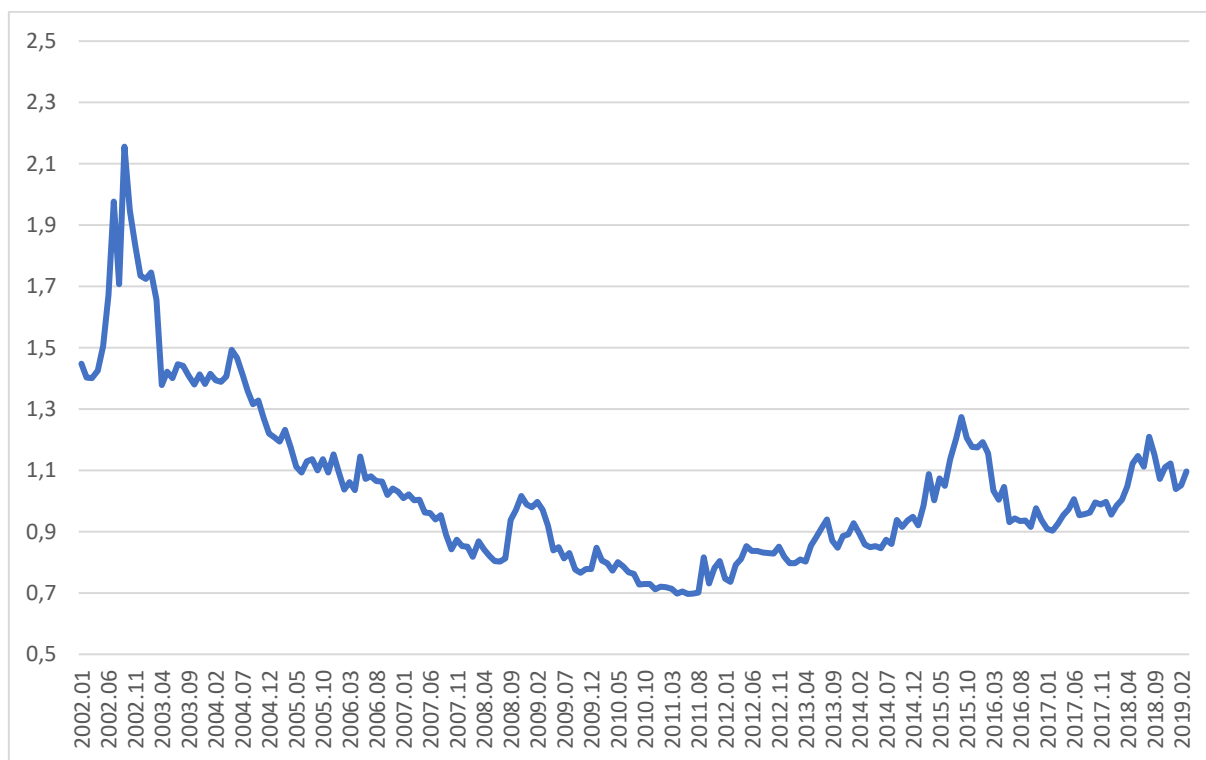


Figura 4. Evolução temporal do Câmbio Real no período de 2002 até 2019.

4.2 Estimativas de Função de Reação do Banco Central do Brasil

Para que fosse possível realizar as estimações pelos métodos de MQO e regressões quantílicas, foram analisados dois modelos de função de reação que seguem uma regra de Taylor modificada do tipo *forward-looking*, o primeiro desconsidera os impactos advindos das variações cambiais – assim como Taylor (1993) propôs em seu trabalho – partindo dos impactos exercidos somente pelos desvios da inflação quanto à sua meta e da distância do produto quanto seu produto potencial, ao passo em que o segundo, à luz da literatura em torno do tema – como Campos (2015) – considera os impactos cambiais, conforme expressos, respectivamente, nas Equações (8) e (9).

Foi realizado o teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) (Said e Dickey, 1984) a fim de determinar a presença de raiz unitária nas variáveis descritas no capítulo anterior. O teste ADF foi escolhido por ser comumente utilizado na literatura em torno da função de reação – utilizado em trabalhos como o de Modenesi (2008), Minella et al. (2002) e Amaral (2006) –, apresentando resultados consistentes. O teste segue as abordagens abaixo, sendo que todas elas partem da hipótese nula de que se $\delta = 0$, a série possui raiz unitária e, portanto, é não estacionária, ao passo em que, se $\delta \neq 0$, a série não possui raiz unitária e é estacionária.

(I) Teste sem intercepto e sem tendência (“*none*”):

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \theta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (12)$$

onde y_t é a variável dependente; δ é o coeficiente de presença de raiz unitária; θ_i é o parâmetro associado aos valores defasados Δy_{t-i} ; de m é o número de defasagens da série, e ε_t é um ruído branco.

(II) Teste com intercepto e sem tendência (“*drift*”):

$$\Delta y_t = \alpha + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \theta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (13)$$

onde α é o intercepto da regressão.

(III) Teste com intercepto e com tendência (“*trend*”):

$$\Delta y_t = \alpha + \alpha_\tau t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \theta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (14)$$

onde α_τ é o coeficiente associado ao termo de tendência.

A partir da aplicação dos modelos em (12)-(14), para a taxa Selic, desvios da inflação, hiato do produto e variação do câmbio real, os resultados obtidos quanto à existência de raiz unitária são expressos na Tabela 2. Os resultados indicam que, em geral, pode-se rejeitar a hipótese de existência de raiz unitária nos desvios da inflação, no hiato do produto e na variação do câmbio real, entretanto, a Selic é não estacionária e, para fins de estimação deste trabalho, isso não gera consequências na interpretação do modelo, pois seus impactos foram controlados no momento de calculá-lo por meio de defasagens da variável dependente. Quando fixamos um nível de significância de 0,05 os resultados obtidos permanecem os mesmos.

Tabela 2. Resultados do teste Dickey-Fuller Aumentado.

Variáveis	Modelo	Defasagens	Estatísticas	Valor	Valor	Valor Crítico
				Crítico 1%	Crítico 5%	10%
Selic	<i>none</i>	4	-1,2971	-2,58	-1,95	-1,62
	<i>drift</i>	4	-1,7043	-3,46	-2,88	-2,57
	<i>trend</i>	4	-2,6577	-3,99	-3,43	-3,13
Desvios da Inflação	<i>none</i>	3	-2,6101***	-2,58	-1,95	-1,62
	<i>drift</i>	3	-3,0709**	-3,46	-2,88	-2,57
	<i>trend</i>	3	-3,2942*	-3,99	-3,43	-3,13
Hiato do Produto	<i>none</i>	5	-9,7836***	-2,58	-1,95	-1,62
	<i>drift</i>	5	-9,7585***	-3,46	-2,88	-2,57
	<i>trend</i>	5	-9,7333***	-3,99	-3,43	-3,13
Variação Cambial (Real)	<i>none</i>	1	-9,9978***	-2,58	-1,95	-1,62
	<i>drift</i>	1	-9,9827***	-3,46	-2,88	-2,57
	<i>trend</i>	1	-10,0172***	-3,99	-3,43	-3,13

Seleção de defasagem baseada no critério de informação Bayesiano (BIC). (***) indica significativo a 1%, (**) significativo a 5%, e (*) significativo a 10%. Fonte: Elaborado pelo autor.

Após a obtenção dos resultados do teste ADF, foi estimado o modelo apresentado na Equação (6) – sem impactos cambiais. Com a estimação feita pelo método de MQO foram encontrados sinais de presença de autocorrelação nos resíduos, conforme apresentado na Figura 5, onde a autocorrelação dos resíduos (eixo vertical) demonstra ser estatisticamente diferente de zero frente às defasagens (eixo horizontal). Assim, supõe-se que os motivos para a ocorrência de tal problema possam ser dois: (i) utilização da taxa Selic em nível, mesmo com essa não sendo estacionária ou (ii) a taxa Selic no período $t - 1$ impacte na variável em t , ou seja, no período corrente. Com base em Gori (2017), a segunda suposição foi testada como possível causadora da autocorrelação devido ao caráter econômico atrelado à decisão de política monetária da variável em questão, onde, nas palavras do próprio autor “as decisões econômicas de um período t dependem, muitas vezes, de informações defasadas do período $t - 1$ ”. Assim, com a correção do motivo (ii) por meio da inclusão de defasagens da taxa Selic no modelo, podemos controlar, também, os possíveis impactos do motivo (i).

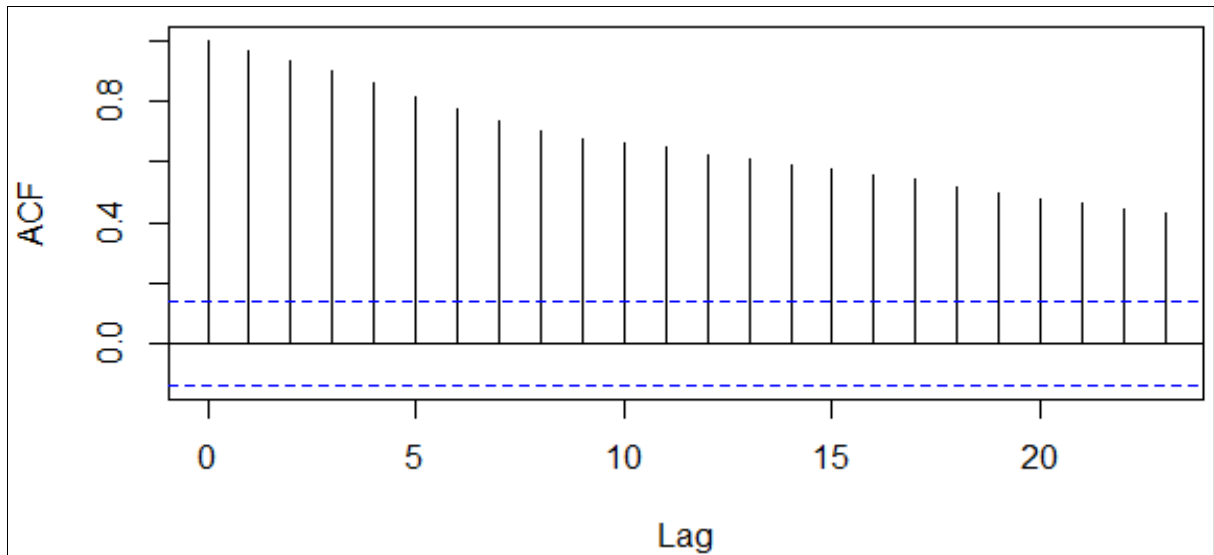


Figura 5. Função de Autocorrelação (ACF) dos resíduos do modelo estimação da função de reação do banco central - Equação (6).

Após a estimação da Equação (6) e a detecção de autocorrelação dos resíduos e tendo em vista a hipótese dos impactos de t em $t - 1$, a primeira defasagem da variável dependente foi incluída ao modelo representado pela Equação (8), sendo os resultados da Equação (8) expressos na Figura 6. Com a primeira defasagem incluída ainda são persistentes os indícios da presença de autocorrelação dos resíduos no modelo, por este motivo, a segunda defasagem foi adicionada como uma nova tentativa de controlar esse problema, conforme é representado na Equação (8) ao se considerar apenas uma defasagem da taxa de juros ($p = 1$).

A Figura 7 expressa os resultados quando adicionamos a segunda defasagem ($p = 2$) ao modelo representado pela Equação (8), após esse processo o modelo passa a apresentar praticamente todos valores dentro do limite indicado (linha azul), mostrando que são estatisticamente iguais a zero e, portanto, indicando que os resíduos são aleatórios – como se é esperado para estimação do modelo. Desta maneira, para fins de análises, os modelos representados pelas Equações (8) e (9)⁶ foram escolhidos para estimação da função de reação do Banco Central do Brasil.

⁶ Os correlogramas para as equações que levam em consideração os impactos cambiais apresentaram resultados similares, requerendo os modelos, para controle da correlação serial, a inclusão de duas defasagens da taxa de juros.

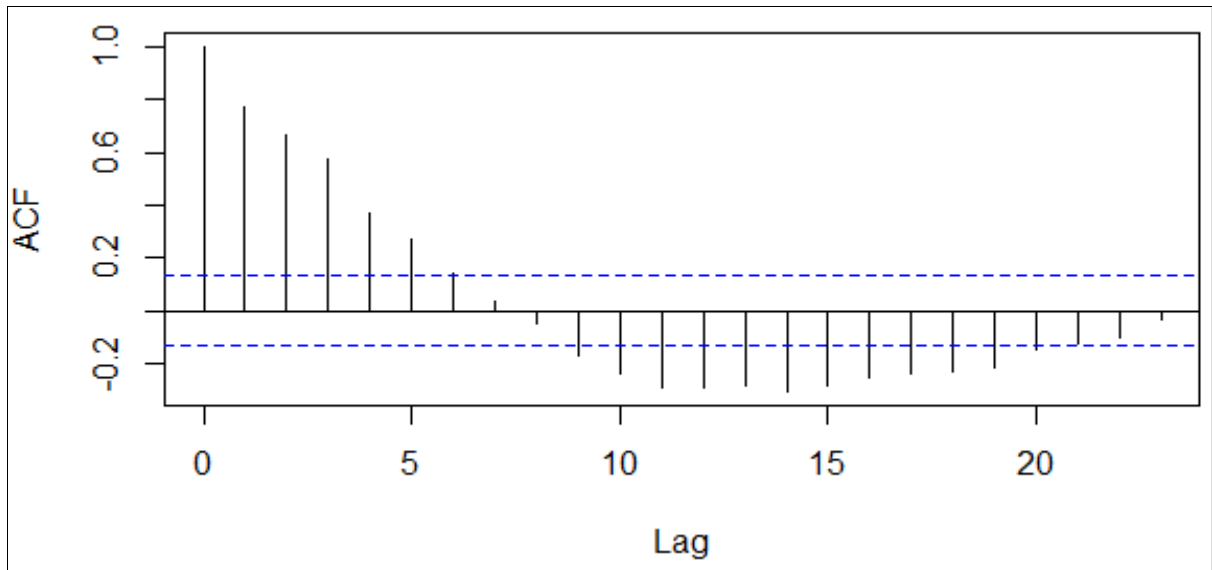


Figura 6. Função de Autocorrelação (ACF) dos resíduos do modelo estimação da função de reação do banco central - Equação (8), ao se considerar apenas uma defasagem da taxa de juros ($p = 1$).

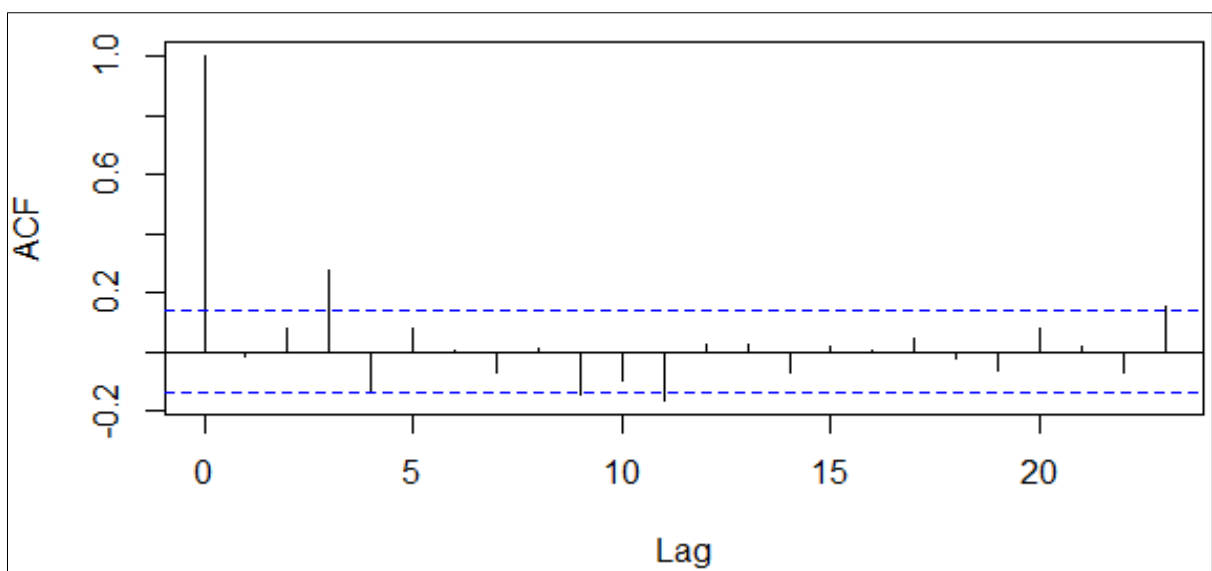


Figura 7. Função de Autocorrelação (ACF) dos resíduos do modelo estimação da função de reação do banco central - Equação (8), ao se considerar apenas uma defasagem da taxa de juros ($p = 2$).

Após definido o número de defasagens do modelo, os resultados obtidos são apresentados na Tabela 3, onde estão colocadas as estimativas dos parâmetros encontradas pelo método de MQO e pelo método de regressão quantílica nos 5°, 25°, 50°, 75° e 95° percentis. A partir dos resultados podemos perceber que os desvios da inflação são estatisticamente significativos a um nível de significância de 0,05 no método de MQO e a um nível de 0,01 nas estimações por regressão quantílica nos percentis mais altos (>50°). Além disso, os sinais

presentes nas estimativas significativas são positivos, indicando que o Banco Central reage aos desvios de inflação aumentando a taxa Selic quando a inflação esperada é maior do que a meta estabelecida e diminuindo a Selic quando ocorre o movimento inverso e a inflação esperada é menor do que suas metas. Essa é uma movimentação esperada à luz do regime de metas de inflação, pois, ao aumentar a taxa de juros básica o Banco Central está influenciando diretamente no custo de se pegar dinheiro emprestado – seja por meio de financiamentos, empréstimos ou cartões de crédito – logo, no caso dos desvios positivos da inflação, reduz-se o acesso ao crédito levando a uma redução no nível da demanda agregada, fazendo com que os preços sejam pressionados para baixo.

Em relação ao hiato do produto não há indicação de nenhum nível de significância, ou seja, nenhum indício de que essa variável é estatisticamente diferente de zero – e, portanto, considerada – na determinação da taxa de juros pelo Banco Central. Entretanto, vale ressaltar que o sinal esperado para o hiato do produto é positivo, indicando que em momentos nos quais o produto brasileiro está acima do produto potencial haveria um esforço do Banco Central em aumentar a Selic a fim de reduzir os níveis de investimentos, portanto, retraindo o produto. Para Schnorrenberger (2014) o que levaria o hiato do produto não indicar impactos significativos na taxa de juros seria sua incorporação parcial nas expectativas de inflação por meio do efeito *pass-through*⁷.

Ademais, quando olhamos especificamente para os quantis, temos que a estimativa está associada àquele percentil de taxa de juros, logo, os menores quantis representam os menores níveis de taxa de juros que a economia brasileira vivenciou no período que vai de 2000 até 2019, assim como os maiores quantis representam os maiores níveis de taxa de juros. A partir da análise realizada, o Banco Central parece dar maior peso para os desvios da inflação quando estamos olhando para os maiores níveis de taxa de juros, como é possível reparar nas estimativas dos três últimos percentis (50º, 75º e 95º) sendo, respectivamente, 0,02060, 0,07284 e 0,09138. Entretanto, essas mesmas respostas que o Banco Central atribuiu aos desvios da inflação não parecem ser aplicadas ao hiato do produto, pois, os coeficientes não parecem seguir uma lógica de aumento pautada pelo nível de taxa de juros, como é possível reparar nos coeficientes, em módulo, de 0,00491 para o 5º percentil, reduzindo para 0,00029 no 25º e voltando a subir para 0,00222 quando olhamos a regressão à mediana, podendo esses resultados

⁷ O grau de *pass-through* indica que quanto maior for o hiato do produto, ou seja, quanto mais o produto estiver acima do produto potencial, maior será a pressão da demanda sobre os preços, logo, maior será a pressão inflacionária. Esse efeito, também, é característico pelo aumento do impacto que a taxa de câmbio nominal exerce sobre a inflação, proporcionado pelo ambiente inflacionário causado pelo hiato do produto.

fortificarem a interpretação de que, ao fim ao cabo, esses coeficientes são estatisticamente iguais a zero (resultado obtido, também, pelo método de MQO) e a autoridade monetária não está considerando os impactos do hiato do produto na determinação da Selic. Ao passo em que, nos menores níveis (5° e 25°) dos desvios da inflação a estimativa associada é negativa, trazendo indícios de alguma mudança na maneira em que o Banco Central olha para os desvios da inflação em nosso atual patamar de taxas de juros, sendo, historicamente, o menor já presenciado pela economia brasileira.

Tabela 3. Estimativas dos parâmetros do modelo de função de reação do Banco Central do Brasil - Equação (8).

<i>Modelos</i>	<i>Intercepto (α_0)</i>	<i>i_{t-1} (α_1)</i>	<i>i_{t-2} (α_2)</i>	<i>Inflação (β_1)</i>	<i>Produto (β_2)</i>
MQO	0,18544*** (0,06441)	1,76853*** (0,04683)	-0,78689*** (0,04482)	0,03479** (0,01753)	0,01316 (0,01613)
RQ _{5%}	0,15769 (0,15312)	1,91112*** (0,11134)	-0,95029*** (0,10655)	-0,06053 (0,04169)	-0,00491 (0,03834)
RQ _{25%}	0,10657** (0,04220)	1,85110*** (0,03069)	-0,86849*** (0,02937)	-0,01825 (0,01149)	0,00029 (0,01057)
RQ _{50%}	0,07793*** (0,02236)	1,79682*** (0,01626)	-0,80555*** (0,01556)	0,02060*** (0,00609)	0,00222 (0,00560)
RQ _{75%}	0,04008* (0,02107)	1,68649*** (0,01532)	-0,68767*** (0,01466)	0,07284*** (0,00574)	0,00057 (0,00528)
RQ _{95%}	0,29109*** (0,09757)	1,65718*** (0,07095)	-0,66279*** (0,06790)	0,09138*** (0,02656)	0,02785 (0,02443)

(***) indica significativo a 1%, (**) significativo a 5%, e (*) significativo a 10%. Fonte: Elaborado pelo autor.

Olhando para as estimativas do modelo sob os efeitos da variação do câmbio real dispostos na Tabela 4, podemos notar que o hiato do produto permanece sem impactos na determinação da taxa de juros, ao passo em que os desvios da inflação, sob os mesmos níveis de significância do modelo sem as variações cambiais, permanecem impactando nesta mesma determinação. Entretanto, o câmbio demonstra ser estatisticamente significativo tanto pelo método de MQO – a um nível de significância de 0.1 – quanto pelo de regressão quantílica – a um nível de 0.01 –, porém, esse segundo apenas nos maiores níveis de taxa de juros (95° percentil). Desta maneira, o Banco Central do Brasil não parece estar levando em conta apenas a inflação em sua tomada de decisão, mas, também, o comportamento cambial do país.

Nas estimativas significativas, o sinal apresentado coincide com o esperado para os efeitos das variações cambiais sobre a taxa de juros, os quais são caracterizados por elevações na Selic quando ocorre a depreciação cambial de forma a atrair capital externo levando o câmbio

a se apreciar. A apreciação cambial proporciona uma pressão em sentido à redução dos preços por meio do barateamento das importações, levando a um aumento da oferta frente à demanda, pois, os agentes passam a ter o mercado externo como uma opção viável de compra. Portanto, é razoável assumir que, para o objetivo de manter a inflação dentro das metas estabelecidas, os efeitos cambiais sejam significativos e o Banco Central os considere em sua decisão.

Entretanto, nos percentis 25º e 50º, o Banco Central aparenta, ao contrário do que se é esperado em um regime de Metas de Inflação, reduzir a taxa de juros nos momentos em que o câmbio se deprecia, ou seja, uma depreciação cambial levaria a uma redução na taxa básica de juros que, por sua vez, resultaria em uma menor atração de divisas internacionais, impactando, *ceteris paribus*, em uma nova depreciação. Esses resultados podem indicar uma política econômica direcionada às exportações subordinadas à depreciação cambial, já que este último leva ao barateamento dos bens brasileiros a serem vendidos no mercado externo. Vale ressaltar que, nos mandatos do presidente Lula, as exportações estavam aquecidas mesmo com uma posição apreciada do câmbio e isso foi devido ao *boom das commodities* que ocorreu em um momento de forte demanda externa, entretanto, esse *boom* passou a se encontrar em declínio por volta de 2008, ano em que eclodiu a crise dos *subprimes* nos Estados Unidos, levando consigo o forte momento exportador brasileiro. Assim, como é possível observar na Figura 4, o câmbio real brasileiro volta a passar por depreciações mais intensas a partir de 2011, período este em que as exportações brasileiras voltam a crescer (em um primeiro momento de forma conjuntural devido aos movimentos do câmbio nominal), levando a crer em uma alteração no fator motivador das exportações, o que justificaria a existência do sinal negativo atrelado às estimativas da variável do câmbio real.

Tabela 4. Estimativas dos parâmetros do modelo de função de reação do Banco Central do Brasil com a inclusão do câmbio real - Equação (9).

<i>Modelos</i>	<i>Intercepto (α_0)</i>	<i>i_{t-1} (α_1)</i>	<i>i_{t-2} (α_2)</i>	<i>Inflação (β_1)</i>	<i>Produto (β_2)</i>	<i>Câmbio (β_3)</i>
MQO	0,18091*** (0,06415)	1,77227*** (0,04666)	-0,79033*** (0,04465)	0,03647** (0,01748)	0,01244 (0,01605)	0,49755* (0,29090)
RQ _{5%}	0,16911 (0,14799)	1,91748*** (0,10764)	-0,95722*** (0,10299)	-0,06161 (0,04032)	-0,00540 (0,03703)	0,25154 (0,67106)
RQ _{25%}	0,08832 (0,06714)	1,82135*** (0,04884)	-0,83832*** (0,04673)	0,00631 (0,01829)	0,01389 (0,01680)	-0,35100 (0,30446)
RQ _{50%}	0,08735*** (0,02393)	1,79120*** (0,01741)	-0,80114*** (0,01666)	0,02341*** (0,00652)	0,00155 (0,00599)	-0,03311 (0,10853)
RQ _{75%}	0,05591 (0,03741)	1,68468*** (0,02721)	-0,68746*** (0,02604)	0,07691*** (0,01019)	0,00159 (0,00936)	0,05367 (0,16964)

<i>Modelos</i>	<i>Intercepto (α_0)</i>	<i>i_{t-1} (α_1)</i>	<i>i_{t-2} (α_2)</i>	<i>Inflação (β_1)</i>	<i>Produto (β_2)</i>	<i>Câmbio (β_3)</i>
RQ _{95%}	0,12344* (0,07062)	1,54365*** (0,05136)	-0,53571*** (0,04915)	0,12045*** (0,01924)	-0,00846 (0,01767)	1,49646*** (0,32022)

(***) indica significativo a 1%, (**) significativo a 5%, e (*) significativo a 10%. Fonte: Elaborado pelo autor.

Um acontecimento em comum, e não esperado, entre as Tabelas 3 e 4 é a presença do sinal negativo nos desvios da inflação nos menores níveis de taxa de juros (percentis 5º e 25º da Tabela 3 e percentil 5º na Tabela 4). A partir da implantação do regime de metas de inflação – no qual a taxa básica de juros tem como objetivo principal o controle da inflação – o movimento esperado do coeficiente dos desvios da inflação é caracterizado por um impacto positivo sobre os níveis de juros, ou seja, caso as expectativas de inflação sejam mais altas que as metas estabelecidas, a taxa de juros é determinada em um nível acima do anterior a fim de enfraquecer a demanda por meio do encarecimento do crédito (financiamentos, empréstimos, entre outros), reduzindo, assim, os níveis agregados de preços. Portanto, quando o β apresenta o sinal negativo a interpretação torna-se inversa, logo, desvios positivos da inflação levariam a um impacto negativo nos níveis de juros (redução da taxa Selic).

A Figura 8 demonstra como o IPCA se comporta em relação às metas de inflação estabelecidas, a partir das informações expostas, podemos reparar que no ano de 2017 há uma inversão na dinâmica da taxa de inflação que não foi presenciada entre 2000 até este ano atípico. E essa taxa está abaixo do limite inferior da meta de inflação para esse ano, sendo o IPCA definido em 2,95% a.a. e o limite inferior definido em 3% a.a. Portanto, mesmo que as estimativas que apresentam sinal negativo para os desvios da inflação sejam estatisticamente não significativas, é importante ressaltar que a partir de 2016 o país inicia um processo de constantes reduções na taxa Selic, chegando, em 2017, nos menores níveis já vivenciados pela economia brasileira. Assim, essa configuração da taxa Selic parece estar atrelada à aparente nova dinâmica do IPCA e, essa combinação, é uma possível explicação para a inversão do sinal esperado dos impactos dos desvios da inflação.

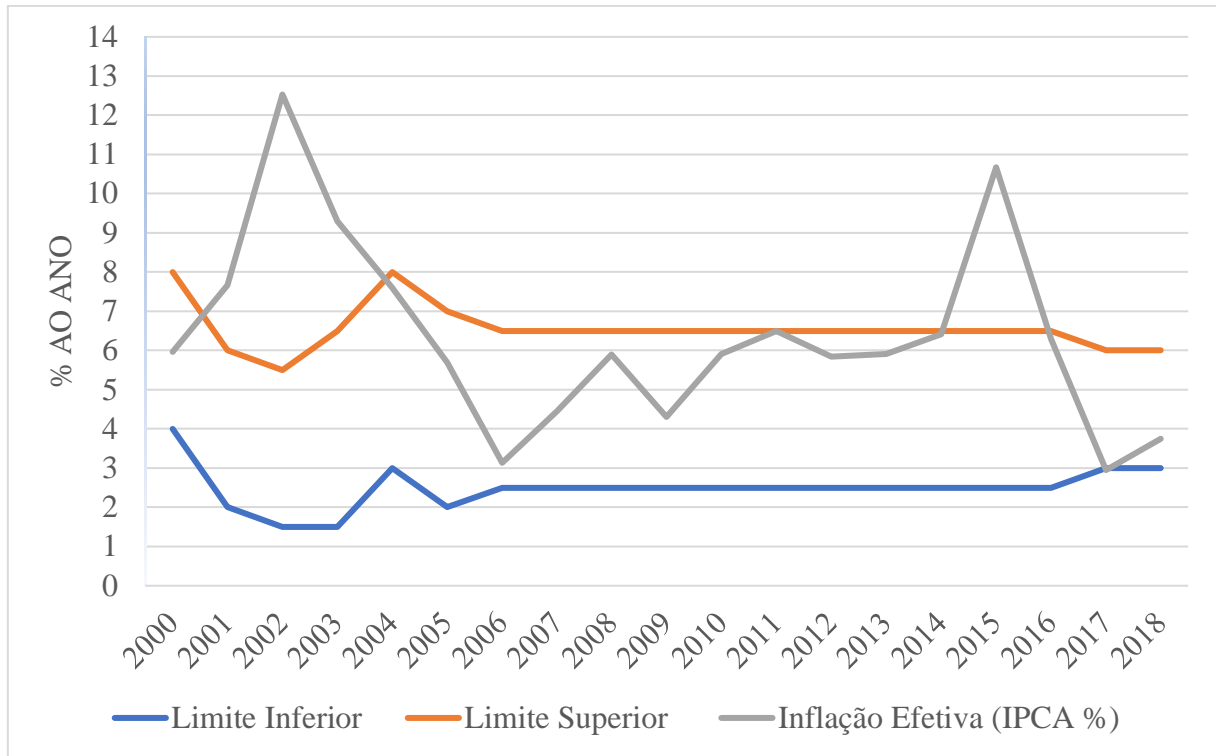


Figura 8. Evolução temporal do IPCA em relação ao intervalo das metas de inflação entre os anos de 2000 e 2018.

5 CONCLUSÃO

O Brasil, desde a redemocratização em 1985, passou por diversos planos na tentativa de controlar a inflação, até que o Plano Real, em 1994, obteve êxito nesse objetivo. Em 1999, a âncora cambial, que esteve no centro do Plano Real, foi substituída pelo Tripé Macroeconômico no qual, como um dos seus três componentes, estava o Regime de Metas de Inflação. Com a implantação do regime de metas, o país passou a utilizar a taxa Selic como principal mecanismo de política monetária para controle inflacionário e, a partir de 2016, o país passou a presenciar reduções consecutivas nessa taxa, sendo, a partir de 2017, alcançados os menores níveis de taxa de juros já vivenciados pela economia brasileira, sempre antes marcada por juros elevados, quando comparado com países de mercados de capitais mais desenvolvidos.

Dessa maneira, este trabalho buscou analisar se ocorreram alterações na condução da política monetária pelo Banco Central do Brasil, i. e. ao se avaliar a importância em que a autoridade monetária atribui aos desvios da inflação quanto à sua meta e aos desvios do produto quanto ao produto potencial em meio a um regime de Metas de Inflação, podendo, a partir dessa importância atribuída, compreender se o Banco Central age, ou não, como se é esperado para um país que adota tal regime, sobretudo em um cenário de baixa histórica das taxas básicas de juros. Além disso, buscou-se, também, compreender se a variação do câmbio real tem alguma contribuição na determinação da taxa de juros. Para alcançar esse objetivo, foi estimado um modelo representativo da função de reação do Banco Central do tipo regra de Taylor *forward-looking* por meio das técnicas de MQO e de regressão quantílica, sendo esta segunda utilizada a fim de identificar os impactos das variáveis explicativas sobre os diferentes percentis da taxa de juros Selic no período analisado.

Os resultados obtidos indicaram que o Banco Central do Brasil, ao definir a taxa básica de juros Selic, responde significativamente aos desvios da inflação, buscando manter a inflação dentro da meta estabelecida para o período, conforme é esperado em um regime de Metas de Inflação, evidenciando, assim, a credibilidade da condução da política monetária no país. Além disso, o Banco Central aparenta adotar uma política monetária mais sensível aos desvios da inflação à medida em que as taxas de juros aumentam, ou seja, em períodos de maiores níveis de juros. Quanto ao hiato do produto, não há indícios de que essa variável seja significativa na decisão de política monetária da autoridade monetária brasileira, e isso pode ser explicado a partir da incorporação do efeito *pass-through* na formulação das expectativas sobre a inflação. Por outro lado, além de olhar para os níveis de preços da economia, a autoridade monetária

brasileira também indica responder às variações cambiais, porém, apenas nos mais altos níveis de taxa de juros.

Quando comparados, os resultados encontrados por meio do método de MQO e os de regressão quantílica demonstram mais proximidade, principalmente no que tange às significâncias das estimativas, nos maiores níveis de taxa de juros, sendo que o método de regressão quantílica diverge consigo mesmo quanto às significâncias. Isso ocorre porque este último realiza a estimação por meio da distribuição condicional da variável dependente com base nas variáveis explicativas, assim, são obtidas diferentes estimações dos parâmetros para diferentes percentis. Dessa maneira, o modelo de regressão quantílica proporciona analisar diferentes níveis de taxa de juros e compreender possíveis alterações nas dinâmicas exercidas. Como ocorre nos níveis mais baixos de taxa de juros, em específico nas estimativas dos percentis 5º e 25º para o modelo da Equação (10) (sem impactos cambiais) e o 5º para o modelo da Equação (11) (com impactos cambiais), onde ocorreu um movimento não esperado, para o regime de Metas de Inflação, de inversão no sinal previsto para os desvios da inflação. Esse sinal, apresentado como negativo no método de regressão quantílica, indica que o Banco Central não elevaria a taxa Selic quando a inflação esperada superasse sua meta, mas, pelo contrário, a reduziria. Tal acontecimento pode ser explicado por outra ocorrência histórica verificada em 2017, ano no qual o IPCA ficou abaixo do limite inferior das metas de inflação, podendo esse cenário indicar uma mudança na dinâmica da política monetária brasileira.

Além dos desvios da inflação, nos percentis 25º e 50º, as estimativas associadas às variações cambiais também apresentaram sinal negativo, sendo esse sinal o oposto do que se espera para os impactos das variações cambiais na determinação da taxa de juros. Esses resultados podem indicar uma política econômica direcionada às exportações e na desindustrialização, interpretação esta que vai de acordo com a teoria do Nacional Desenvolvimentismo às Avessas apresentada e defendida por Reinaldo Gonçalves, em 2011. Tendo em vista os indícios apresentados sobre a inversão do sinal esperado do coeficiente dos desvios da inflação e das variações cambiais, além de um cenário inédito de taxa de juros abaixo do limite inferior da meta, é interessante, para análises futuras, compreender se a partir de 2016 inicia-se, de fato, um novo regime de taxas de juros com novas configurações macroeconômicas e, compreender também, até que ponto ainda é necessário manter a taxa Selic como principal ferramenta de controle inflacionário no Brasil.

Referências Bibliográficas

- AMARAL, R. Q. A dinâmica da Função de Reação do Banco Central do Brasil: Uma possível fonte da perda de eficácia da política monetária. **Economia & Tecnologia**, Curitiba, v. 2, n. 3, p. 35-44, 2006.
- ARAGON, E. K. S. B.; PORTUGAL, M. S. Nonlinearities in Central Bank of Brazil's reaction function: The case of asymmetric preferences. **Estudos Econômicos**, v. 40, n. 2, p. 373-399, 2010.
- BALBINO, C. E.; COLLA, E.; TELES, V. K. A Política Monetária Brasileira sob o Regime de Metas de Inflação. **Revista Brasileira de Economia**, v. 65, n. 2, p. 113-126, 2011.
- BARBOSA, F. H.; CAMELO, F. D.; JOAO, I. C. A Taxa de Juros Natural e a Regra de Taylor no Brasil: 2003-2015. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 70, n. 4, p. 399-417, 2016.
- BIONDI, R.; JUNIOR, R. T. Regime de metas inflacionárias: Os impactos sobre o desempenho econômico dos países. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 38, n. 4, p. 873-903, 2008
- CAMPOS, B. G. Credibilidade e Função de Reação do Banco Central do Brasil. **Fundação Getúlio Vargas**, Rio de Janeiro, 2015.
- CHEVAPATRAKUL, T.; PAEZ-FARREL, J. Monetary policy reaction functions in small open economies: A quantile regression approach. **The Manchester School**, Manchester, v. 82, n. 2, p. 237-256, 2014.
- CORREIA, F.; AMARAL, R. Política Monetária e a Determinação da Função Reação do Banco Central Brasileiro. **Economia e Desenvolvimento**, Recife, v. 7, n. 1, p. 85-122, 2008.
- CURADO, T.; CURADO, M. Identificando as preferências do banco central do Brasil (2002-2013). **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 44, n. 3, p. 445-467, 2014.
- GOMES, C.; HOLLAND, M. Regra de Taylor e política monetária em condições de endividamento público no Brasil. **Economia**, Niterói, v. 4, n. 2, p.333-361, 2003.
- JESUS, C. S.; LOPES, T. H. C. R. Função de Reação da Política Monetária: O caso do Brasil. **XX Encontro de Economia da Região Sul da ANPEC**, Porto Alegre, 2017.
- KLEIN, J. C. Preços de Ativos e Determinação da Política Monetária Brasileira: Uma Análise Empírica. **PUC-Rio**. Rio de Janeiro, 2007.
- LIMA, E. C.; MAKI, A.; MENDONÇA, M. Monetary policy regimes in Brazil. **Ipea**, 2007 (Texto para Discussão, n. 1.285a).
- MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. Inflation targeting in Brazil: Lessons and challenges, **Central Bank of Brazil**, Working Paper Series n. 53, 2002.

MODENESI, A. M. Convenção e rigidez na Política monetária: Uma Estimativa da função de Reação do BCB – 2000-2007. **Universidade Federal do Rio de Janeiro. Instituto de Economia**, Rio de Janeiro, 2008.

RIBEIRO, M. A. P. Política monetária no brasil (2000-2010): Uma avaliação crítica através da estimativa de uma função de reação do banco central do brasil. **Universidade Federal do Rio de Janeiro. Instituto de Economia**, Rio de Janeiro, 2011.

RODRIGUES, W. G.; MORI, R. Mudanças de regimes na função de reação do Banco Central do Brasil: Uma abordagem utilizando markov regime switching. Dissertação (Mestrado Profissional em Finanças e Economia) - **FGV - Fundação Getúlio Vargas**, São Paulo, 2015.

SAID, S.E., e DICKEY, D.A, Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order, **Biometrika**, v. 71, p. 599-607, 1984.

SALGADO, M. J. S.; GARCIA, M. G. P.; MEDEIROS, M. C. Monetary policy during Brazil's Real Plan: Estimating the Central Bank's reaction function. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 59, n. 1, p. 61-79, 2005.

SCHNORRENBERGER, R.; MEURER, R. Comportamento da função do Banco Central do Brasil: Uma análise para o período do sistema de metas de inflação. **Textos de Economia**, Florianópolis, v. 16, n. 2, p. 33-57, 2013.

WOPEREIS, G. Estimação da Função de Reação do Banco Central: Uma Análise para a Economia Brasileira. **Universidade Federal de Santa Catarina. Centro Socioeconômico Economia**, Florianópolis, agosto 2014.